

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Logement
et marchés
du logement

Housing and
housing markets

Economie Statistique ET

Economics AND Statistics

OÙ SE PROCURER

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Les numéros sont en accès libre sur le site www.insee.fr.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site.

La revue peut être achetée sur le site **www.insee.fr** via la rubrique « Acheter nos publications ».

La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

HOW TO GET

Economie et Statistique / Economics and Statistics

The issues and articles are available in open access on the Insee website: www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed on-line.

The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr and in 200 bookshops in Paris and province.

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief: Laurence BLOCH

Rédactrice en chef adjointe / Deputy Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Rédacteur associé / Associate Editor: Clément CARBONNIER

Assistant éditorial / Editorial Assistant: Étienne de LATUDE

Traductions / Translations: UBIQUS

Tour PB5, 1 avenue du Général-de-Gaulle, 92074 Paris La Défense Cedex

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)

Laurence BLOCH (Insee)

Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)

Pierre CAHUC (Sciences Po)

Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)

Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)

Daniel OESCH (Life Course and Inequality Research (LINES) et Institut des sciences sociales - Université de Lausanne)

Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris, Université Paris D)

Claudia SENIK (Université Paris-Sorbonne

et École d'économie de Paris)

Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)

François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'économie de Paris)

Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies-Cologne et Département de Sociologie-Université de Genève)

Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)

Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-Sciences Po)

Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)

Pauline GIVORD (Ocde et Crest)

Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)

François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)

Claire LELARGE (Université de Paris-Sud (Paris-Saclay) et Crest)

Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)

Sophie PONTHEUX (Insee et Crest)

Ariell RESHEF (École d'économie de Paris, Centre d'économie de la Sorbonne et CEPPI)

Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

Directeur Général : Jean-Luc TAVERNIER

Direction Générale : 88, avenue Verdier, CS 70058, 92541 MONTRouGE Cedex

Tél : +33 (0)1 87 69 50 00

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

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.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 500-501-502 – 2018

LOGEMENT ET MARCHÉS DU LOGEMENT

5 Introduction générale – Le logement : un bien espace-temps

Alain Trannoy

SYSTÈMES DE LOGEMENT DANS L'OCDE

13 Construire une typologie des systèmes de logement pour éclairer les politiques des États membres de l'OCDE et de l'UE

Cet article établit une typologie des systèmes de logement des pays de l'OCDE et de l'UE, à partir de la nouvelle base de données de l'OCDE sur le logement abordable. Dans un échantillon de 32 pays, quatre groupes sont identifiés, reflétant principalement les conditions de logement, les statuts d'occupation des logements et l'endettement des ménages.

Christophe André et Thomas Chalaux

39 Commentaire – Sur la construction de typologies des systèmes de logement dans l'OCDE

Christine M. E. Whitehead

OFFRE, DEMANDE ET PRIX SUR DIFFÉRENTS MARCHÉS DU LOGEMENT

47 Délivrer des permis de construire pour diminuer le coût du foncier ? Une estimation par la demande de terre constructible en France

Le foncier constructible est un facteur limitant majeur de la production de logements neufs, qui a subi une forte inflation sur la période récente. La délivrance de permis de construire permet d'augmenter l'offre de foncier constructible mais ne présente qu'un effet faible sur le prix des terrains.

Jean-Sauveur Ay, Jean Cavailhès, Mohamed Hilal et Julie Le Gallo

71 Pourquoi les indices des prix des logements évolueraient-ils différemment dans le neuf et dans l'ancien ? Une analyse pour la France

En France, les indices des prix des logements neufs et anciens ont évolué différemment sur la période 2006-2015. Au-delà des différences de méthodologie, la plus faible volatilité des prix du neuf pendant la crise de 2009 semble s'expliquer par le fonctionnement des marchés du neuf et de l'ancien.

Thomas Balcone et Anne Laferrère

101 Accessibilité, pollution locale et prix du logement : le cas de Nantes Métropole, France

Il est généralement admis que la localisation et les aménités environnementales se capitalisent en valeur de l'immobilier. Un modèle spatial de prix hédonique appliqué à 5 590 transactions met en évidence la faible influence des variables de qualité environnementale (qualité de l'air, bruit de la circulation) sur le prix des appartements de la métropole de Nantes.

Dorothee Brécard, Rémy Le Boennec et Frédéric Salladarré

121 Hausse des inégalités d'accès à la propriété entre jeunes ménages en France, 1973-2013

Si le taux de propriétaires des ménages de 25 à 44 ans est stable sur la période 1973-2013, les disparités selon le niveau de vie se sont considérablement accrues. Les changements de configurations familiales et les transferts familiaux (donations et héritages) ont contribué à ces évolutions.

Carole Bonnet, Bertrand Garbinti et Sébastien Grobon

143 Dynamisation et vulnérabilité du marché des logements occupés par leurs propriétaires aux Pays-Bas. Une analyse de 1986 à 2012

Depuis les années 1980, les propriétaires occupants néerlandais de tous âges et de tous types de ménages sont devenus plus mobiles. Le passage d'une dominante de ménages familiaux traditionnels « immobiles » à des types de ménages plus dynamiques a contribué à cette augmentation, tandis que le vieillissement a eu un effet modérateur.

Kees Dol et Harry van der Heijden

163 Consommation, patrimoine des ménages et marché immobilier en France

Les résultats d'un modèle à 6 équations pour la consommation et les composantes des portefeuilles des ménages suggèrent que les effets de richesse financière en France sont comparables à ceux des États-Unis ou du Royaume-Uni, mais que les effets de richesse immobilière sont beaucoup plus faibles : la consommation globale diminue avec la hausse des prix de l'immobilier, toutes choses égales par ailleurs.

Valérie Chauvin et John Muellbauer

ÉVALUATIONS D'IMPACT ET DE MÉTHODES

187 L'impact de la hausse des droits de mutation immobiliers de 2014 sur le marché du logement français

La hausse des DMTO sur les transactions immobilières de 0.7 points de pourcentage en 2014 dans nombre de départements a été anticipée le mois précédent sous la forme d'une très forte augmentation des transactions, contrebalancée par une forte réduction des ventes les trois mois suivants.

Guillaume Bérard et Alain Trannoy

211 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

Le modèle de prix hédoniques repose sur l'hypothèse d'information parfaite et complète des acheteurs. Mais l'entrée en vigueur de l'obligation d'information des acquéreurs et locataires en juin 2006 s'est, dans certains cas, accompagnée d'une décote des prix de vente, mettant en question cette hypothèse.

Amélie Mauroux

231 Évaluation des méthodes utilisées par les pays européens pour le calcul de l'indice officiel des prix des logements

Les instituts nationaux de statistique en Europe diffèrent par les méthodes, la plupart du temps hédoniques, qu'ils utilisent pour calculer leurs indices officiels des prix de l'immobilier. Cet article examine les propriétés théoriques de ces méthodes, et les compare empiriquement, en utilisant des données micro pour Sydney et Tokyo.

Robert J. Hill, Michael Scholz, Chihiro Shimizu et Miriam Steurer

Introduction

Le logement : un bien espace-temps

Housing: A space-time good

Alain Trannoy*

Résumé – Le logement est le bien capital dans tous les sens du terme pour les ménages, en même temps bien de consommation par le flux de services qu’il prodigue et élément constitutif essentiel du patrimoine pour les propriétaires. Capital aussi, car représentant plus qu’un quart des dépenses de consommation des ménages, une hausse des loyers ou des prix a tout de suite des répercussions très importantes sur le niveau de vie, sur les choix de localisation, sur les mobilités, sur les choix d’épargne. Le logement est capital également car il est unique comme élément d’un espace-temps, espace et temps absolument indissociables pour l’occasion. Tous ces thèmes trouvent un écho dans ce numéro spécial riche d’approches et de perspectives différentes qui apportent de précieuses informations sur nombre de questions en suspens.

Abstract – *Housing is a crucial good for households, both as a consumer good via the flow of services it fosters, and as an essential component of a homeowner’s wealth. It is also crucial because it accounts for more than a quarter of household’s expenses, and an increase in rent or property prices instantly has a major impact on their living standards, choice of location, mobility, and savings options. Finally, housing is also crucial because it is unique as an element of space-time, space and time that cannot be separated in this instance. These themes are examined in this special issue, with a variety of approaches and different perspectives, providing valuable information on a number of outstanding issues.*

Codes JEL / JEL Classification : R31, R38

Mots-clés : logement, espace-temps, inégalité, mobilité, localisation, politique publique, marchés locaux

Keywords: *housing, space-time, inequality, mobility, localization, public policy, local markets*

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.

* École des Hautes Études en Sciences Sociales (EHESS), et École d’Économie d’Aix-Marseille (AMSE) (alain.trannoy@univ-amu.fr)

Reçu le 12 septembre 2018

To cite this article: Trannoy, A. (2018). Housing: A space-time good. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 5–11. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1942>

Pourquoi le logement ? L'économiste peut avancer mille raisons parmi lesquelles on peut citer que c'est le premier poste du budget des ménages, le premier élément du patrimoine, un bien essentiel qui conditionne la pauvreté et les inégalités, un marqueur de la ségrégation, un vecteur crucial de la crise financière de 2008, enfin parce que son prix n'a pas cessé de monter depuis le milieu des années 1990. L'économie du logement est devenue un sujet à part entière en France et il faut s'en féliciter. En témoigne d'une part la parution de ce numéro spécial d'*Economie et Statistique / Economics and Statistics* et d'autre part le récent numéro des *Annals of Economics and Statistics*. Il faut saluer ces efforts éditoriaux qui manifestent une volonté de combler le retard en matière de connaissance scientifique par rapport à d'autres pays avancés, et en particulier par rapport aux États-Unis. Il est d'ailleurs symptomatique qu'*Economie et Statistique / Economics and Statistics* se soit ouvert à de nombreuses contributions d'économistes européens pour l'occasion. À l'évidence, les dix études réunies ne pouvaient pas adopter le même angle de vue. Avant de resituer chaque article dans sa problématique, une originalité capitale du logement sur le plan conceptuel doit être soulignée. Le logement est un élément d'un espace-temps, absolument indissociables pour l'occasion.

Le logement est le seul bien qui ne peut être défini que par une localisation et une occupation du sol, un terrain qui est un facteur rare. Il demande nécessairement une consommation de terre. En même temps, le logement est un bien durable qui se définit par un flux de consommation et un stock de capital. D'où la dimension dynamique. Le logement est un élément d'un espace-temps, et ces deux éléments sont indissociables. La théorie microéconomique réserve une place d'honneur à l'analyse temporelle, beaucoup moins à la théorie spatiale, même si elle a ses lettres d'honneur avec l'analyse remarquable de Von Thünen en 1826, qui peut être considérée comme la première analyse microéconomique, avant même celle d'Augustin Cournot. Mais une analyse complète du logement demande de connecter une analyse spatiale et une analyse dynamique et c'est ce qui rend l'analyse à la fois difficile et passionnante. Ces allers-retours spatio-temporels sont importants.

D'une part, des événements et donc le temps, vont être cristallisés, stockés dans le prix du sol. Une illustration en est donnée par la crise de 2007 qui a touché les différents territoires d'une façon différente. La désindustrialisation a connu une accélération qui a dévasté nombre de territoires et entraîné une chute des prix du foncier et de l'immobilier où les personnes, en plus de perdre leur emploi, ont vu une partie de la valeur de leur patrimoine se volatiliser. Alors qu'au même moment les habitants des grandes métropoles voyaient le prix de leur logement bondir à la faveur d'une société post-industrielle où nombre de pays occidentaux (les États-Unis, la Grande Bretagne et la France) se spécialisent dans les phases de design, de marketing et de commercialisation des produits, délaissant la phase de production aux économies en développement et aux pays émergents. Ces opérations de conception se concentrent dans les métropoles pour profiter d'effets d'agglomération sous la forme d'échange d'idées qui se nourrissent de contacts individuels denses et variés.

Inversement, une rareté ou une abondance de terre peut impacter à long terme le devenir économique d'une région urbaine. Par exemple en France, la côte d'Azur, coincée entre la mer et les Alpes souffre d'un manque de terrains disponibles qui contribue à bloquer son expansion, alors qu'une ville comme Nantes, l'une des plus dynamiques de France, a la chance de disposer d'une réserve foncière importante tout près du centre-ville. C'est d'ailleurs ce qui explique en partie les résultats un peu surprenants au premier abord obtenus par **Dorothée Brécard, Rémy Le Boennec**

et Frédéric Salladarré qui trouvent au moyen d'un modèle hédonique une assez faible valorisation des biens environnementaux (proximité des stations de transport en commun, qualité de l'air, etc.) dans cette ville, alors même qu'elle est considérée comme un exemple d'un volontarisme écologique. La chance de pouvoir disposer d'une offre de logements assez bon marché grâce à une ambitieuse politique de social et proche du centre avec l'Île de Nantes, et la relative homogénéité de la ville bloquent un mécanisme de différenciation des valorisations.

Cette lecture spatio-temporelle est au cœur de la démarche de l'article de **Jean-Sauveur Ay, Mohamed Hilal, Julie Le Gallo et Jean Cavailhès** qui offre une plongée remarquable sur la compréhension des mécanismes d'évolution du prix du terrain à bâtir dans le neuf. Le terrain représente en moyenne 30 % du coût total de la construction d'une maison individuelle et la surface de plancher représente en moyenne 15 % de la superficie du terrain. En lien avec les résultats d'une autre étude de ce numéro, celle de **Thomas Balcone et Anne Laferrère**, sur laquelle nous revenons ci-après, il est avéré que le prix du terrain à bâtir a augmenté plus vite que celui du bâti pour les nouvelles constructions dans un passé récent. C'est d'ailleurs un fait récemment documenté par Knoll, Schularick et Steger (2017) que l'inflation immobilière est gouvernée par la hausse des valeurs foncières dans la plupart des pays avancés. Cela pourrait suggérer qu'une politique plus généreuse en matière de permis de construire serait de nature à freiner la hausse des prix des terrains à bâtir et qu'une partie de la hausse immobilière est simplement entretenue par une politique malthusienne en termes de délivrance de permis de construire. Mais ce n'est pas exactement la voie qui est suivie ici. Les quatre auteurs estiment un modèle structurel où le prix du terrain à bâtir dépend de la construction mesurée à la fois en termes de nombre de logements autorisés, de surfaces de plancher autorisées et de superficies de terrain autorisées. Cette construction est instrumentée par des variables relatives à la nature des terrains, à leur topographie, au coût d'opportunité agricole ainsi qu'à la présence de friches industrielles. Le choix de la première variable et en particulier la proportion de terrains argileux retient à juste titre l'attention. En effet les terrains argileux sont des terrains plus instables et qui renchérissent le coût de construction et sans possibilité aucune de causalité inverse : le prix des terrains à bâtir n'a pas pu augmenter la proportion de terrains argileux. Ces quatre variables sont des variables d'offre et l'on sait que pour identifier la pente d'une courbe de demande, il faut essayer de détecter des variations exogènes de l'offre pour pouvoir « glisser le long d'une courbe de demande ». Les auteurs de l'étude obtiennent alors une demande de logement des ménages très élastique aux prix des terrains. L'élasticité de la demande inverse de terrains est de l'ordre de 0.3 (en valeur absolue), et donc l'élasticité de la demande est supérieure à 3. Une confirmation est bien apportée au fait qu'une dérégulation totale de l'offre de terrains constructibles, certes une solution à bannir pour des raisons écologiques, permettrait de s'assurer que la hausse de la demande résidentielle est résorbée sans hausse des prix. L'article de **Thomas Balcone et Anne Laferrère** documente en sens contraire une demande de logement qui « ne cale pas » facilement et privilégie aussi une grille d'analyse spatio-temporelle.

La France se caractérise par une intervention publique lourde dans le secteur du logement, en matière de régulation, de financement et d'imposition et ces différents types d'intervention fourmillent de dispositifs dont on peut vouloir évaluer l'efficacité. Les incessants changements de la politique publique en France constituent à cet égard une aubaine pour réaliser des études d'impact de par leur différenciation spatiale ou de la spécificité des marchés locaux de l'habitat. L'article de **Guillaume Bérard et Alain Trannoy** utilise une nouvelle base de données mise à disposition

des chercheurs par le CGEDD, la base *MEDOC* complétée par la base *Fidji*, pour mesurer l'impact de la hausse survenue en 2014 des droits de mutation à titre onéreux (DMTO) qu'acquitte l'acquéreur d'un bien immobilier. Les départements ont eu le loisir à partir du premier janvier 2014 d'augmenter la part départementale de ces taux d'au plus 0.7 % du montant de la transaction (de 3.8 à 4.5 %). Comme ils ne l'ont pas tous fait et surtout pas tous en même temps, cela ouvre la voie à une expérience naturelle. Les auteurs obtiennent un vigoureux effet d'anticipation des ventes le mois précédent plus que compensé par une baisse du nombre de transactions les trois mois suivants la hausse de la taxe. Toutefois, l'effet net est d'une amplitude assez faible, estimée à environ 15 000 transactions non réalisées au niveau national du fait de la hausse de la fiscalité, soit 1.5 % du nombre annuel total des transactions. Cela confirme une demande de logements assez résiliente, estimée cette fois-ci sur le marché secondaire de l'ancien. Au total, cette faible élasticité au prix est assez normale pour un bien de base, un bien considéré comme indispensable, mais au-delà, c'est un bien qui conditionne le bien-être d'une façon capitale et les ménages sont sans doute plus prêts à sacrifier l'alimentation ou l'habillement en cas de difficultés financières qu'à rogner leurs ambitions immobilières.

Le logement conjointement avec les dépenses de chauffage et d'éclairage est de loin le premier poste dans le budget des ménages avec plus de 26 %, le double de l'alimentation¹. De ce fait, toute augmentation de son prix ou du loyer a un impact important en termes de niveau de vie. À cela s'ajoute un facteur qualitatif. Le logement est un bien primaire, un bien de base reconnu comme tel dans la déclaration universelle des droits de l'homme, et dans la charte des droits fondamentaux de l'Union européenne. Dans sa décision du 19 janvier 1995, le Conseil constitutionnel a considéré que « la possibilité de disposer d'un logement décent est un objectif à valeur constitutionnelle ». Le Droit au logement opposable (DALO) est affirmé dans la loi Besson. La question des inégalités et de la pauvreté est donc corrélativement liée à l'occupation d'un logement ou à l'absence d'un logement, par exemple pour les SDF. Le travail présenté dans ce numéro spécial par **Carole Bonnet, Bertrand Garbinti et Sébastien Grobon** revient sur ce thème des inégalités envisagé sous le prisme de l'inégalité à l'accession à la propriété. Le taux de propriétaires parmi les jeunes ménages modestes de 25 à 44 ans a été réduit de moitié entre 1973 et 2013 (16 % contre 32 %). L'intérêt de l'étude est de montrer que beaucoup de facteurs y ont contribué, et d'abord un certain nombre de changements structurels dont le fait que ces ménages modestes habitent maintenant beaucoup plus dans les grandes villes où le prix du sol constitue une barrière, alors que 40 ans auparavant, nombre d'entre eux habitaient la campagne où ils étaient propriétaires. Cette diminution de la petite propriété rurale est un phénomène important et souvent passé sous silence. Si le désir de devenir propriétaire est presque unanimement répandu et parfaitement légitime, la propriété constitue un frein à la mobilité accentuée par des coûts de transactions élevés. Dans une économie mouvante, encourager les ménages modestes à devenir propriétaires peut se révéler un cadeau empoisonné. En revanche, faire en sorte que leur budget logement ne soit pas trop lourd dans le budget des plus modestes est une politique qui ne freine pas leur mobilité. Cette question de la mobilité des jeunes ménages est d'ailleurs abordée par l'étude de **Kees Dol et Harry van der Heijden** sur le cas des Pays-Bas où ils documentent un accroissement de la mobilité, particulièrement des jeunes propriétaires avant la crise de 2008. Cette mobilité accrue a été stoppée net par la crise qui a affecté notamment les ménages fortement endettés.

1. Données 2015, source Eurostat.

On pressent que les différentes sociétés réagissent à ce dilemme de savoir comment intervenir sur le marché du logement d'une façon différente, en accord peut-être avec des schémas politico-philosophiques. On connaît la célèbre distinction formulée par Esping-Andersen (1990), entre les régimes libéraux (les pays anglo-saxons), sociaux-démocrates (pays nordiques et les Pays-Bas) et corporatistes (Allemagne, France). Dans les premiers, la couverture sociale est limitée à un filet de sécurité, et au-delà, pour l'essentiel, la responsabilité individuelle prévaut, les seconds privilégient les transferts universels, et enfin les troisièmes sont plus tournés vers une solidarité à l'intérieur de certains cercles, la famille, les salariés, le monde agricole, etc. Indiscutablement, c'est une grille de lecture intéressante mais à l'intérieur d'un pays, plusieurs sources d'inspiration peuvent coexister dans un même pays. Par exemple, la logique du mouvement HLM est indiscutablement universaliste, en revanche celle du « 1 % logement » est inspirée par une logique corporatiste. Il est possible donc que la grille de lecture soit différente ou simplement plus complexe pour le logement. Kemeny (1995) a proposé une grille de lecture plus simple où il oppose les marchés locatifs duaux, où les pauvres sont cantonnés dans le parc social qui leur est réservé, et les marchés locatifs intégrés où le parc privé et le parc social se font concurrence et obéissent à la même régulation. En fait, se rejoue l'opposition classique entre vision libérale et social-démocrate de la société. En matière de logement, la France historiquement se situe dans le second groupe de pays et le mouvement social HLM est très attaché à cette vision. L'étude de **Christophe André et Thomas Chalaux** se propose d'établir une nouvelle typologie sur l'ensemble des pays de l'OCDE, qui restent assez disparates en termes de niveau de vie, à partir d'une nouvelle base de données de cette institution constituée à cet effet, *Affordable Housing Database (AHD)*, qui sera de toute façon d'une très grande utilité pour les chercheurs en sciences sociales. Un enseignement de cette base de données est que les pays socio-démocrates du Nord de l'Europe, les Pays-Bas, le Danemark, la Suède, l'Islande, la Norvège sont des pays où les propriétaires (y compris accédants à la propriété) sont devenus majoritaires et constituent désormais entre 50 % et 70 %. De plus, les ménages accédants constituent en termes de statut d'occupation la catégorie dominante et représentent autour de 40 % de la population. Des répercussions ou corrélations en termes socio-politiques sont à attendre, le statut de propriétaire étant porteur de valeurs plus conservatrices qui s'inscrivent par exemple dans la suppression des droits de succession en Suède depuis 2005, la suppression de l'impôt sur le patrimoine au Danemark en 1997 et une remontée des inégalités dans ces pays.

Le logement d'ailleurs constitue le premier vecteur d'épargne des Français, deux-tiers de la valeur de leur patrimoine est constitué de logement, de même que le crédit à l'habitat constitue 85 % du crédit aux particuliers. Ainsi, une baisse de la valorisation du patrimoine immobilier, lors d'un retournement du marché immobilier, a des répercussions immédiates en termes macroéconomique, comme l'ont révélé la crise des *subprimes* aux États-Unis, et la crise immobilière irlandaise ou espagnole. Un des canaux majeurs du lien contemporain entre finance et macroéconomie passe par le logement, et c'est heureux qu'un des articles de ce numéro spécial, proposé par **Valérie Chauvin et John Muellbauer**, contribue à sa compréhension pour la France en montrant que l'accélérateur financier a été plus faible dans notre pays qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni dans la période marquée par le grand envol des prix de l'immobilier (1996-2008). Les effets de richesse financière sont comparables sur la consommation à ceux observés aux États-Unis et au Royaume-Uni. En revanche, les effets de richesse immobilière sont plus faibles en France que dans ces deux pays, compte tenu de l'absence de prêts accordés sur la valeur de son patrimoine immobilier (crédits hypothécaires rechargeables, *home equity withdrawal*).

Une des particularités de l'actif immobilier est en effet d'être un actif qu'il est possible d'acquérir avec l'argent que l'on n'a pas. Sur le marché du neuf, il n'y a rien à redire que l'on puisse emprunter pour investir, car la constitution du patrimoine individuel contribue à la formation brute de capital fixe. Sur le marché de l'ancien, c'est plus discutable puisqu'il ne s'agit que de l'échange d'un actif entre deux ménages. Les appels de marge sur les marchés des actions, en exigeant des versements supplémentaires en cas de dépréciation, ont ruiné et éliminé les petits porteurs lors de la crise de 1929 et sont depuis sévèrement encadrés. Ils reposaient alors sur un mécanisme d'achat d'actions à crédit (avec une couverture faible) proche d'un emprunt immobilier sur le marché de l'ancien. Le statut hybride du logement, bien de consommation et bien capital, et les frictions nombreuses sur ce marché rendent les autorités monétaires beaucoup moins regardantes sur les emprunts immobiliers, alors qu'à l'évidence, le levier de l'endettement peut entretenir un cycle haussier et fragiliser en cas de retournement nombre de ménages, voire certaines institutions financières. L'endettement sur le marché de l'ancien introduit un facteur de risque macroéconomique longtemps négligé et qu'une politique macroprudentielle rigoureuse peut seule limiter. Il est heureux à cet égard que l'article proposé par **Thomas Balcone et Anne Laferrère** compare l'évolution des prix immobiliers dans l'ancien et le neuf. En accord avec la compréhension du rôle du crédit, le marché de l'ancien est plus volatile que le marché du neuf. Il répercute plus brutalement les à-coups de la politique du crédit, et en l'occurrence le grand resserrement du crédit de 2009. Cet article participe aussi à une réflexion sur les indices de prix qui sont les thermomètres du marché du logement. Le progrès dans la précision et l'exactitude du thermomètre est essentiel pour ne pas faire d'erreur de diagnostic sur l'évolution du marché du logement. C'est d'autant plus vrai en France en raison de la déconnection marquée dans notre pays entre l'évolution des loyers et des prix depuis la fin des années 1990, un puzzle spécifique bien fait pour susciter la curiosité des économistes. Avant de s'atteler à sa compréhension, il est crucial de s'assurer qu'il ne résulte pas d'un artefact.

À cet égard, l'étude réalisée par **Robert J. Hill, Michael Scholz, Chihiro Shimizu, et Miriam Steurer** qui comparent plusieurs méthodes hédoniques et autres utilisées dans les différents pays de l'Union Européenne sur le plan théorique et les testent sur les données de prix de deux grandes agglomérations extra-européennes, Sydney et Tokyo, contient des éléments précieux. En plus de recommander l'utilisation de méthodes hédoniques, par rapport à celle de dire d'experts, la méthode mise au point par l'Insee et qui sert de mode de calcul dans l'indice Notaires-Insee, est recommandée par sa simplicité d'utilisation et du fait qu'elle donne lieu à des résultats plus stables sur des petits échantillons. Au-delà de la fierté légitime que peut apporter le fait de voir validée une méthode concoctée par les équipes de l'Insee, ce résultat est important à un double titre. D'abord pour indiquer que la déconnection des prix par rapport au loyer n'est pas un mirage statistique dans notre pays. Ensuite parce que cet indice peut être utilisé pour apprécier l'évolution des prix sur les marchés locaux. Or les marchés immobiliers sont des marchés locaux, et la France des petites villes constitue autant de marchés distincts avec peu de transactions annuelles.

L'approfondissement de la méthode hédonique constitue également le thème choisi par **Amélie Mauroux**. Le modèle théorique de Rosen (1974) postule une hypothèse d'information parfaite quant aux différentes caractéristiques qui importent pour l'existence de prix d'équilibre de chacun des biens différenciés que constitue chaque logement. L'auteure teste cette hypothèse pour un risque environnemental, en l'occurrence le risque d'inondation. La mise en œuvre d'une disposition réglementaire,

l'obligation d'information des acquéreurs et locataires (IAL) intervenue en 2006, constitue l'occasion de mener à bien une quasi-expérience naturelle. Seuls les biens situés au rez-de-chaussée sont impactés par ce choc informationnel mais ils le sont d'une façon importante, avec une baisse de valorisation de 9 %. Ce type d'étude pourrait être prolongé par une analyse coûts-bénéfices des avantages à réaliser des investissements publics pour limiter le risque d'inondation (voir par exemple une analyse coûts-bénéfices s'appuyant sur une estimation hédonique dans Gravel *et al.*, 2006).

Ce numéro enrichit considérablement notre connaissance dans nombre de directions et nul doute qu'il contribuera à éclairer les décideurs politiques et à stimuler l'intérêt des chercheurs et des étudiants pour ce domaine, qui est à la croisée de tant d'approches différentes en économie. □

BIBLIOGRAPHIE

Esping-Andersen, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.

Gravel, N., Michelangeli, A. & Trannoy, A. (2006). Measuring the social value of local public goods: an Empirical Analysis within Paris Metropolitan Area. *Applied Economics*, 38(16), 1945–1961.

<https://doi.org/10.1080/00036840500427213>

Kemeny, J. (1995). *From Public Housing to the Social Market. Rental Policy, Strategies in comparative perspective*. London: Routledge.

Knoll, K., Schularick, M. & Steger, T. (2017). No Price Like Home: Global House Prices, 1870-2012. *American Economic Review*, 107(2), 331–353.

<https://doi.org/10.1257/aer.20150501>

Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.

<https://www.jstor.org/stable/1830899>

Construire une typologie des systèmes de logement pour éclairer les politiques des États membres de l'OCDE et de l'UE

Building a typology of housing systems to inform policies in OECD and EU member States

Christophe André* et Thomas Chalaux*

Résumé - Cet article établit une typologie des systèmes de logement dans les pays de l'OCDE et de l'UE, au moyen d'une analyse en composantes principales et d'une classification hiérarchique portant sur des variables de la nouvelle base de données de l'OCDE sur le logement abordable (*Affordable Housing Database, AHD*) relatives au contexte du marché du logement et aux conditions de logement, ainsi que sur les données relatives à l'endettement des ménages. Nous identifions quatre groupes dans un échantillon de 25 pays inclus dans l'analyse de base, étendue par la suite à 32 pays dont l'ensemble des informations disponibles est plus limité. Un groupe dénommé « Nord », puisqu'il couvre principalement l'Europe du Nord, dont l'Allemagne, se caractérise par un secteur locatif privé étendu et une dette des ménages généralement élevée. Un groupe « Ouest », qui comprend la France et le Royaume-Uni, a des taux de propriété plus élevés et davantage de logements sociaux. Les groupes « Sud-Centre » et « Est » réunissent des pays européens où la propriété (non en accession) prévaut mais où les conditions de logement sont moins favorables. Le nombre de pays couverts et de variables prises en compte dans cet article est plus élevé que dans la plupart des études antérieures, et les résultats sont globalement cohérents avec la littérature sur le logement couvrant des échantillons semblables.

Abstract – This article establishes a typology of housing systems in OECD and EU countries, using principal component and cluster analysis on housing market context and housing conditions variables from the new OECD Affordable Housing Database (AHD), as well as data on household indebtedness. We identify four groups among a sample of 25 countries, subsequently extended to 32, as countries for which a more limited set of information is available are added to the baseline analysis. A group named “Northern”, as it covers mainly Northern Europe, including Germany, features extended private rental and generally high household debt. A “Western” group, which includes France and the United Kingdom, has higher homeownership rates and more social housing. “Southern-Central” and “Eastern” groups gather European countries, where outright homeownership is prevalent, but housing conditions are poorer. Both the country coverage and the set of variables considered in this article are wider than in most previous studies and findings are broadly consistent with the comparative housing literature for the countries with overlapping coverage.

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.

Codes JEL / JEL Classification: C38, I38, R28, R38

Mots-clés : logement, classification hiérarchique, composantes principales, politique gouvernementale

Keywords: housing, cluster analysis, principal components, government policy

* Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), Département des affaires économiques (christophe.andre@oecd.org; thomas.chalaux@oecd.org)

Les opinions exprimées dans cet article sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions officielles de l'OCDE ou de ses pays membres. Les auteurs souhaitent remercier Alice Pittini, Anne-Laure Samson et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions utiles.

Reçu le 24 juin 2017, accepté après révisions le 26 février 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : André, C., Chalaux, T. (2018). Building a typology of housing systems to inform policies in OECD and EU member States. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 13-36. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1943>

Le logement est un besoin fondamental reconnu comme un droit de l'Homme dans de nombreuses constitutions nationales et déclarations internationales, notamment la Déclaration universelle des droits de l'Homme et la Charte des droits fondamentaux de l'Union européenne. L'accès à un logement abordable de bonne qualité est essentiel pour atteindre des objectifs étendus de politique sociale, notamment la lutte contre la pauvreté et le renforcement de l'égalité des chances, l'inclusion sociale et la mobilité, ainsi que la santé et le bien-être. Néanmoins, un nombre important de ménages dans les pays de l'OCDE et de l'UE sont encore confrontés à une surcharge du coût du logement, vivent dans des habitations suroccupées ou même sont sans domicile. Les tendances mondiales à l'urbanisation, la hausse du prix du logement et l'augmentation des inégalités de revenus ont tendance à exacerber les difficultés de logement. Ces dernières années, la faible croissance des revenus, le chômage élevé et les réductions de dépenses publiques ont encore aggravé la situation des plus vulnérables dans de nombreux pays où le rétablissement de l'accès à un logement abordable de bonne qualité pour tous représente un défi majeur pour les décideurs politiques.

Dans ce contexte, l'OCDE a élaboré la base de données sur le logement abordable (*Affordable Housing Database, AHD*), qui rassemble des informations transnationales des États membres de l'OCDE et de l'UE sur les caractéristiques du marché du logement, les conditions de logement et les politiques publiques, afin d'aider les gouvernements à apprécier l'accès à un logement abordable de bonne qualité et de renforcer la base de connaissances pour l'évaluation des politiques. L'efficacité et l'efficience des mesures de politique du logement dépendent du contexte dans lequel elles sont mises en œuvre et des interactions avec des structures et politiques sociales et économiques élargies. Par conséquent, l'évaluation des résultats et de l'impact potentiel des politiques du logement nécessite une approche systémique. Les systèmes de logement varient considérablement entre les pays de l'OCDE et de l'UE, ce qui rend difficiles les comparaisons internationales et l'analyse comparative. L'identification de groupes de pays avec des systèmes de logement globalement similaires permet à la fois d'évaluer la performance relative de différents systèmes en termes de caractéristiques de logement et de comparer les pays avec leurs pairs les plus pertinents. Nous utilisons dans cet article les informations incluses dans la base

AHD pour déduire une typologie des systèmes de logement basée sur les caractéristiques et les conditions du marché du logement, au moyen d'une analyse en composantes principales (ACP) et d'une classification hiérarchique. Cette approche nous permet d'avoir une vision complète des caractéristiques de logement dans tous les pays et de comprendre comment différents indicateurs du logement sont reliés les uns aux autres.

Notre analyse de base couvre 25 pays et 34 variables. Sept pays, pour lesquels nous disposons de moins de variables, ont ensuite été ajoutés. Nous avons identifié quatre groupes de pays : deux groupes comprennent les économies les plus avancées de l'OCDE, où les habitants bénéficient en général de conditions de logement relativement bonnes, même si certains segments de population rencontrent des difficultés pour accéder à un logement décent et abordable. Les deux groupes se distinguent principalement par la structure des statuts d'occupation et par le niveau d'endettement des ménages. Le premier, qui comprend la plupart des pays d'Europe du Nord (dont l'Allemagne), ainsi que les États-Unis et la Suisse, se caractérise par une part importante de propriétaires accédants des niveaux élevés d'endettement des ménages et une proportion relativement élevée de locataires du secteur privé. Le second, qui comprend une grande partie de l'Europe continentale occidentale (dont la France), avec l'Irlande et le Royaume-Uni, se caractérise par des parts plus importantes de propriétaires non accédants et de locataires du secteur social. Les deux groupes restants bénéficient de conditions de logement moins favorables. L'un, avec des conditions de logement intermédiaires, comprend une partie de l'Europe du Sud et des pays de l'Europe centrale et orientale (PECO), tandis que le groupe présentant les conditions de logement les plus défavorables est exclusivement composé de PECO.

La base de données comporte des informations quantitatives sur le contexte du marché du logement, les conditions de logement et l'endettement des ménages pour la plupart des pays, mais souvent les définitions des variables diffèrent d'un pays à l'autre, et les informations sur les politiques sont qualitatives et fragmentaires, ce qui limite la portée d'une analyse systématique des données. Néanmoins, l'examen des informations sur les politiques au sein et entre les groupes de pays précédemment déterminés nous permet d'identifier certaines similitudes et différences dans les politiques du logement.

La suite de l'article est organisée comme suit : la section suivante passe brièvement en revue la littérature sur les systèmes de logement ; la troisième section décrit la nouvelle base de données de l'OCDE sur le logement abordable ; la quatrième section déduit la typologie des systèmes de logement à partir de l'ACP et la classification hiérarchique et décrit les principales particularités des groupes de pays en termes de caractéristiques et de politiques du logement ; la cinquième section discute des résultats et conclut.

Systèmes de logement : une brève revue de la littérature

Cet article est avant tout une étude empirique visant à établir une typologie des systèmes de logement dans les pays de l'OCDE et de l'UE pour éclairer les décisions de politique. Néanmoins, les théories peuvent mettre en évidence les forces qui ont façonné les systèmes de logement et donner des indications sur leur possible évolution future. Il existe un fossé majeur dans le domaine de la recherche comparative sur le logement, entre les théories de la convergence et celles de la divergence. Les théories de la convergence supposent que les pays ont tendance à suivre un processus de développement similaire et que les différences dans les systèmes de logement reflètent principalement différentes étapes du développement économique (Donnison, 1967 ; Donnison & Ungerson, 1982). Alors que l'industrialisation, l'urbanisation et le développement de l'État providence ont renforcé le rôle des gouvernements dans le logement et ont conduit à l'émergence d'un important secteur locatif social dans de nombreux pays industrialisés, les sociétés post-industrielles devraient généralement converger vers un modèle de propriété dominante, avec un secteur locatif social résiduel (Harloe, 1995). Néanmoins, et malgré l'impact des facteurs mondiaux sur le marché du logement (par exemple, urbanisation, tendance à la baisse des taux d'intérêt, déréglementation des marchés hypothécaires et pression sur les finances publiques), les spécificités des pays restent marquées (Steinmetz, 2015). Les théories de la divergence insistent sur le rôle des structures sociales et des choix idéologiques pour façonner les systèmes de logement (Kemeny & Lowe, 1998 ; Van der Heijden, 2013 et leurs références) et elles ont encouragé depuis les années 1990 la recherche sur les typologies des systèmes de logement (Hoekstra, 2010).

Deux théories de la divergence ont été particulièrement influentes : la théorie du régime de l'État providence d'Esping-Andersen (1990) et la théorie des systèmes locatifs de Kemeny (1992, 1995). Esping-Andersen distingue trois régimes typiques idéaux d'État providence : le régime libéral, dépendant fortement des marchés et avec une intervention limitée de l'État (principalement limitée à un filet de sécurité sociale), le régime social-démocrate caractérisé par des services publics universels de grande qualité, et le régime corporatiste, avec une implication relativement élevée de l'État dans l'action sociale (mais pas sur une base universelle) et un rôle important joué par la famille et les organisations à but non lucratif. Les États-Unis et le Royaume-Uni sont des exemples de régimes libéraux, des régimes socio-démocratiques sont présents dans les pays nordiques et les régimes corporatistes incluent la France et l'Allemagne. Il est important de noter que la typologie d'Esping-Andersen repose sur la sécurité sociale et les retraites, la santé et l'éducation, mais pas sur le logement, souvent considéré comme le « pilier bancal » de l'État providence (Torgensen, 1987), car pour la majorité des ménages, il provient du marché. Néanmoins, la typologie d'Esping-Andersen est devenue une référence courante dans la recherche comparative sur le logement (Hoekstra, 2010 ; Van der Heijden, 2013). Kemeny distingue les systèmes locatifs intégrés, où les logements locatifs privés et sociaux se concurrencent et sont soumis à des réglementations similaires, et les systèmes locatifs duaux, où les segments privé et social sont strictement séparés, ce dernier étant destiné essentiellement aux ménages à faible revenu. Les systèmes duaux sont caractéristiques des pays anglo-saxons, et ils sont également présents en Belgique, en Finlande, en Italie et en Norvège. Les systèmes intégrés sont présents en Autriche, au Danemark, en France, en Allemagne, aux Pays-Bas, en Suède et en Suisse (Kemeny, 2006). Kemeny suppose que si les politiques encouragent la propriété, le coût d'achat des maisons limitera les possibilités d'augmenter les impôts pour financer l'action sociale. Il postule donc une relation négative entre propriété et action sociale (Kemeny, 2005)¹. On suppose souvent que les structures idéologiques et de pouvoir qui façonnent les systèmes d'action sociale

1. L'action sociale basée sur l'accumulation d'actifs, qui suppose que les ménages pourraient assumer la responsabilité de leur protection sociale (en particulier à la retraite) en accumulant des actifs, plutôt qu'en comptant sur des transferts publics, a également été largement discutée dans la littérature et les cercles politiques (Doling & Ronald, 2010).

aboutiraient à des caractéristiques de répartition similaires pour les logements et dans d'autres domaines d'action sociale. Cependant, le système de logement peut soit renforcer soit contrecarrer l'influence du système d'action sociale (Stephens & Fitzpatrick, 2007) et l'application des cadres d'Esping-Andersen et de Kemeny dans la recherche comparative sur le logement pose d'importantes difficultés, notamment parce que les systèmes ont évolué depuis la création de ces typologies et que leur couverture géographique est limitée (Stephens, 2016).

Les typologies d'Esping-Andersen et de Kemeny n'ont que rarement été confrontées aux données sur le logement. Hoekstra (2003) traduit la typologie de l'État providence en caractéristiques du marché du logement et constate que la typologie d'Esping-Andersen s'applique bien aux Pays-Bas dans les années 1980, mais moins dans les années 1990, car les changements de politiques du logement n'ont pas suivi l'évolution du système d'intervention sociale entre les deux périodes. Hoekstra (2005) étend l'analyse à 12 pays de l'UE, et ajoute un groupe méditerranéen à la typologie d'Esping-Andersen. Il effectue une classification hiérarchique basée sur six variables liées au statut d'occupation, au type et à la qualité du logement. Il n'identifie que deux groupes, dont l'un contient les pays méditerranéens et le second tous les autres, avec des différences limitées entre les trois régimes sociaux d'origine sur les variables relatives au logement incluses dans l'analyse. Castles (1998) a testé l'hypothèse de Kemeny d'une relation négative entre propriété et action sociale sur 20 pays de l'OCDE. Il a constaté une corrélation négative entre le taux de propriété et diverses mesures d'action sociale, quoique légèrement plus faible en 1990 qu'en 1960 (Kemeny, 2005). Hoekstra (2009) évalue la typologie de Kemeny avec des données sur la répartition des statuts d'occupation, la qualité du logement, la répartition des revenus des locataires et les niveaux de loyer du Panel communautaire de ménages (PCM) pour la Belgique, l'Irlande et le Royaume-Uni (supposés être représentatifs des systèmes locatifs duaux) et pour l'Autriche, le Danemark et les Pays-Bas (supposés représenter les systèmes locatifs intégrés)². Il apporte un soutien raisonnable à la typologie de Kemeny, malgré la présence de signes de convergence entre les deux systèmes locatifs.

Dewilde (2017) examine si les régimes de logement dans 15 pays d'Europe occidentale

peuvent être définis par leurs caractéristiques chez les jeunes et les personnes âgées à faible revenu. En utilisant les données du PCM, elle effectue deux classifications hiérarchiques, respectivement pour 1995 et 2012. L'analyse de 2012 contient trois pays de plus que celle de 1995, mais les différences sont relativement faibles entre les deux périodes. En 2012, quatre groupes de pays sont identifiés : les pays à marché locatif unitaire avec une dette hypothécaire élevée et un important parc locatif abordable (Danemark, Pays-Bas, Norvège, Suède) ; les pays à marché locatif dual, mais un parc de logements abordables assez important et une dette hypothécaire modérée (Autriche, Finlande, Allemagne, Royaume-Uni) ; les pays favorisant traditionnellement l'accès à la propriété à travers des prêts hypothécaires bénéficiant d'une aide de l'État (Belgique, France, Irlande, Portugal, Espagne) ; les pays méditerranéens où la propriété (non en accession) est élevée (Grèce, Italie). Dewilde et De Decker (2016) étendent l'analyse à l'évolution des inégalités des conditions de logement. Ils observent que dans les pays à régimes de logement très « marchandisés », les ménages à faible revenu rencontrent davantage de problèmes d'accessibilité mais bénéficient de meilleures conditions de logement, et que l'accessibilité a diminué au fil du temps pour les ménages à faible revenu et pour les locataires du secteur locatif privé par rapport aux ménages à revenu intermédiaire en Europe occidentale, une tendance qui peut s'expliquer par une « financiarisation » accrue du logement et une baisse de l'offre de logements locatifs privés³.

La nouvelle base de données de l'OCDE sur le logement abordable

Dans l'ensemble des pays de l'OCDE, les ménages à faible revenu sont de plus en plus confrontés à des coûts de logement élevés et à une mauvaise qualité du logement, en termes d'espace de vie disponible, d'adéquation des conditions sanitaires et de qualité de voisinage (Salvi del Pero *et al.*, 2016). Par conséquent,

2. Hoekstra (2009) n'inclut pas la France dans l'analyse. La France appartiendrait au système locatif dual, avec une nette distinction entre le logement social et le marché locatif privé.

3. Il n'y a pas de définition unique évidente de la marchandisation du logement (Doling, 1999 ; Dewilde & De Decker, 2016). Une caractérisation possible du logement « marchandisé » est un régime où le logement est essentiellement alloué par le marché et où l'accès est lié à la capacité à payer. La « financiarisation » fait référence à la dépendance accrue des marchés du logement vis-à-vis des marchés financiers mondialisés par le biais de financements hypothécaires (Aalbers, 2008).

ENCADRÉ – Couverture de la base de données de l'OCDE sur le logement abordable et échantillons utilisés dans les analyses

La base de données de l'OCDE sur le logement abordable comprend 39 pays. Cependant, pour certains d'entre eux, les informations sont rares. Différents échantillons sont donc utilisés dans ce document, reflétant la disponibilité des

données et les compromis entre le nombre de pays inclus dans les analyses et l'ensemble de variables prises en compte. Le tableau A résume les échantillons utilisés dans les graphiques, les tableaux et les analyses statistiques.

Tableau A

Pays	Code ISO	Statut d'occupation du logement (Fig. I)	Charge du coût du logement pour les locataires (Fig. II-A)	Taux de suroccupation (Fig. II-B)	Indicateurs de politique (Fig. III, IV)	Échantillon de base (Fig. V, VI, VII ; Tab. 1-A, 2)	Échantillon étendu (Fig. VIII ; Tab. 1-B)	Échantillon avec de bonnes conditions de logement et une couverture des politiques (Tab. 3)	Allocations de logement (Tab. 4)
Allemagne	DEU	X	X	X	X	X	X	X	X
Australie	AUS	X	X		X				X
Autriche	AUT	X	X	X	X	X	X	X	X
Belgique	BEL	X	X	X		X	X		X
Bulgarie	BUL	X	X	X	X				X
Canada	CAN	X	X		X				
Chili	CHL	X	X	X	X		X		X
Chypre ¹	CYP	X	X	X	X		X		X
Corée	KOR	X		X	X				X
Croatie	CRO	X	X	X	X		X		X
Danemark	DNK	X	X	X		X	X		X
Espagne	ESP	X	X	X	X	X	X	X	X
Estonie	EST	X	X	X	X	X	X	X	X
États-Unis	USA	X	X	X	X	X	X	X	X
Finlande	FIN	X	X	X	X	X	X	X	X
France	FRA	X	X	X	X	X	X	X	X
Grèce	GRC	X	X	X	X	X	X	X	X
Hongrie	HUN	X	X	X	X	X	X	X	X
Irlande	IRL	X	X	X		X	X	X	X
Islande	ISL	X	X	X		X	X		X
Italie	ITA	X	X	X	X	X	X		X
Japon	JPN		X	X	X				X
Lettonie	LVA	X	X	X	X	X	X	X	X
Lituanie	LTU	X	X	X	X		X		X
Luxembourg	LUX	X	X	X	X		X		X
Malte	MLT	X	X	X	X		X		X
Mexique	MEX	X	X	X	X		X		
Norvège	NOR	X	X	X	X	X	X	X	X
Nouv-Zélande	NZL				X				X
Pays-Bas	NLD	X	X	X	X	X	X	X	X
Pologne	POL	X	X	X	X	X	X	X	X
Portugal	PRT	X	X	X	X	X	X	X	X
Rép. slovaque	SVK	X	X	X	X	X	X	X	X
Rép. tchèque	CZE	X	X	X	X	X	X	X	X
Roumanie	ROM	X			X				X
Royaume-Uni	GBR	X	X	X	X	X	X	X	X
Slovénie	SVN	X	X	X	X	X	X	X	X
Suède	SWE	X	X	X	X	X	X	X	X
Suisse	CHE	X	X	X	X	X	X	X	X
Nb de pays		37	36	35	35	25	32	21	37

(a) Chypre fait référence à la zone sous le contrôle effectif du gouvernement de la République de Chypre, c'est-à-dire la partie Sud de l'île.
Source : OCDE, Base de données de sur le logement abordable (AHD).

L'OCDE a été mandatée par ses pays membres pour élaborer de nouveaux outils afin d'évaluer l'efficacité et l'efficience des différentes approches en matière de logement abordable. La première phase du projet a identifié les principaux défis auxquels les ménages sont confrontés pour accéder à un logement abordable de bonne qualité, les principaux instruments de politique du logement mis en place par les pays de l'OCDE et le degré de recouvrement avec les politiques sociales. Dans une deuxième phase, l'OCDE a élaboré, avec le soutien de la Commission européenne, une nouvelle base de données en ligne, la base de données de l'OCDE sur le logement abordable (*AHD*), publiée début 2017⁴. Ce nouvel outil vise à aider les pays à mesurer l'accès à un logement abordable de bonne qualité et à renforcer la base de connaissances nécessaire à l'évaluation des politiques, en fournissant des indicateurs comparables entre les pays sur les caractéristiques de logement et les pratiques de politique du logement. La base *AHD* comprend 39 pays de l'OCDE et de l'UE, mais dans de nombreux cas, les informations sont incomplètes. La couverture limitée des données est particulièrement problématique dans les pays non européens, ce qui limite les possibilités d'analyse comparative entre les continents. Bien que l'utilisation d'instruments de politique générale soit documentée pour la plupart des pays, les détails des politiques, qui sont essentiels pour assurer la comparabilité, ne sont souvent disponibles que pour un ensemble limité de pays. Par conséquent, différents échantillons de pays sont utilisés dans ce document, en fonction de la disponibilité des données (voir encadré).

Les informations contenues dans la base *AHD* proviennent de différentes sources de l'OCDE, d'autres bases de données internationales et nationales facilement disponibles et, pour certains sujets, d'un questionnaire spécifique. Plus précisément, les données ont été extraites des sources suivantes de l'OCDE : base de données des comptes nationaux des pays, base de données sur le prix du logement, base de données sur les dépenses sociales (SOCX) et modèles Impôts-Prestations. En outre, les indicateurs relatifs au statut d'occupation, à l'accessibilité et à la qualité du logement proviennent des microdonnées disponibles dans les statistiques de l'Union européenne sur le revenu et les conditions de vie (*EU-SILC*) et dans les enquêtes nationales auprès des ménages. Enfin, les indicateurs sur les instruments de politique du logement et les niveaux

associés d'aide publique, ainsi que sur les personnes sans domicile, ont été déterminés à l'aide d'informations quantitatives et qualitatives recueillies au moyen d'un questionnaire soumis aux fonctionnaires et spécialistes des ministères de tous les pays membres de l'OCDE, ainsi que ceux de Bulgarie, Croatie, Chypre⁵, Lituanie, Malte et Roumanie⁶. Trente-cinq pays ont répondu au questionnaire, au moins partiellement.

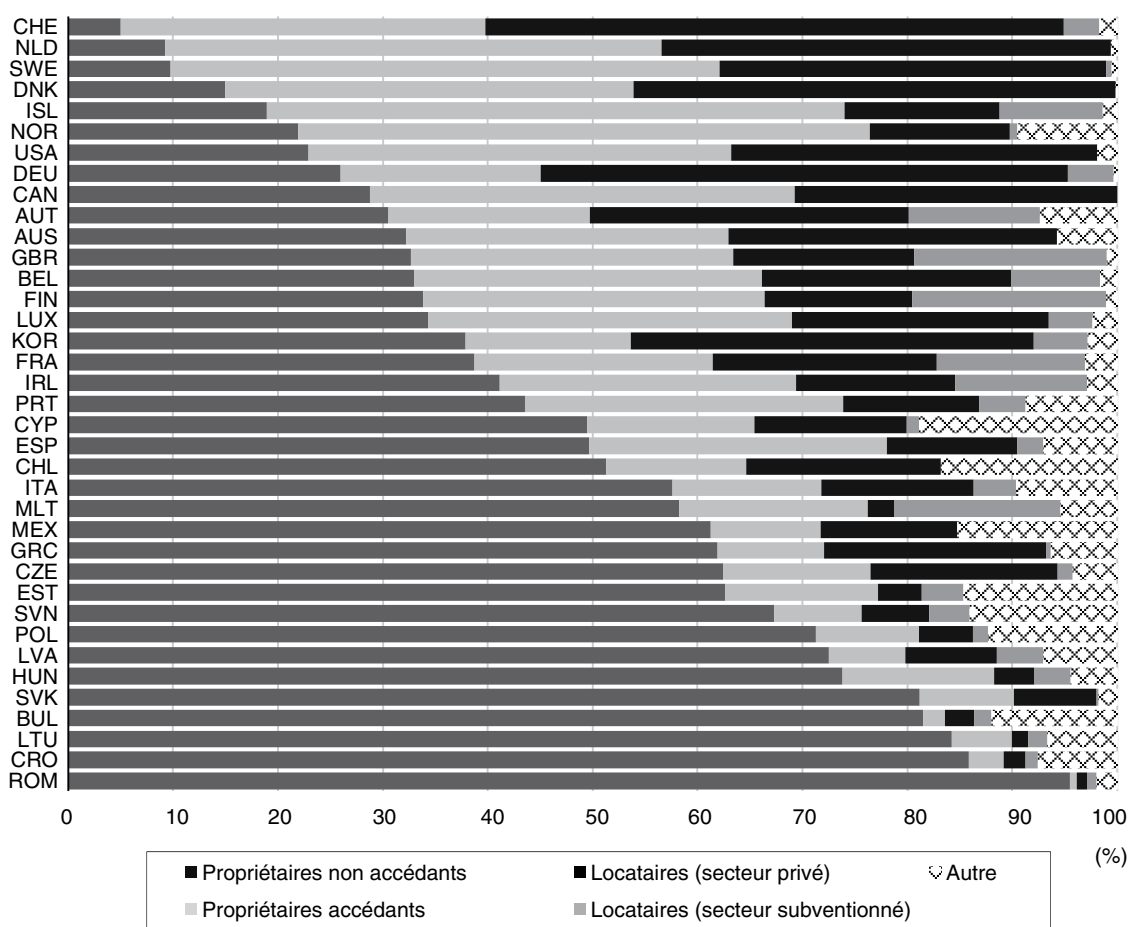
La base *AHD* comprend des indicateurs couvrant trois aspects principaux : le contexte du marché du logement, les conditions de logement et les politiques publiques en faveur d'un logement abordable. La première partie contient des données sur le parc total de logements, le nombre de logements par millier d'habitants, la répartition des logements entre zones urbaines et zones rurales, la part de logements vacants et la construction résidentielle, pour des années sélectionnées (2000, 2010, 2013 et 2015 ou dernière année disponible). Les prix des logements, les loyers, les ratios prix/revenus sont disponibles, mais seulement sous forme d'indices, et non pas en niveau réel. La répartition des ménages selon les statuts d'occupation est également disponible (figure I), même si des différences de définitions limitent la comparabilité des données entre les pays, notamment en matière de location. En particulier, il existe de grandes différences dans la part des logements locatifs privés du secteur marchand et du secteur social (Crook & Kemp, 2014). Dans les pays à systèmes locatifs intégrés et disposant d'un important parc de logements appartenant à des associations de logement, comme au Danemark et aux Pays-Bas, tous les locataires sont classés comme locataires du secteur privé, car les données de la base *EU-SILC* ne permettent pas de distinguer selon le type de location. De même, l'important parc de logements locatifs municipaux suédois, même s'il joue un rôle important dans le logement des ménages à faible revenu, n'est pas classé comme logement social car les logements sont généralement attribués en fonction de listes

4. <http://www.oecd.org/social/base-de-donnees-logement-abordable.htm>. Cette page web contient des informations sur les sources de données, la comparabilité entre les pays et, le cas échéant, des données brutes ou des informations descriptives. Ce point est particulièrement important, car les données collectées au niveau national peuvent s'appuyer sur des définitions qui ne sont pas harmonisées entre les pays.

5. Dans cet article, Chypre fait référence à la zone sous le contrôle effectif du gouvernement de la République de Chypre, c'est-à-dire la partie sud de l'île.

6. Le sous-groupe Indicateurs (SGI) du Comité de la protection sociale de la Commission européenne a également contribué à recueillir des informations pour les membres de l'Union européenne non membres de l'OCDE.

Figure I
Répartition des statuts d'occupation du logement, 2014 ou dernière année disponible



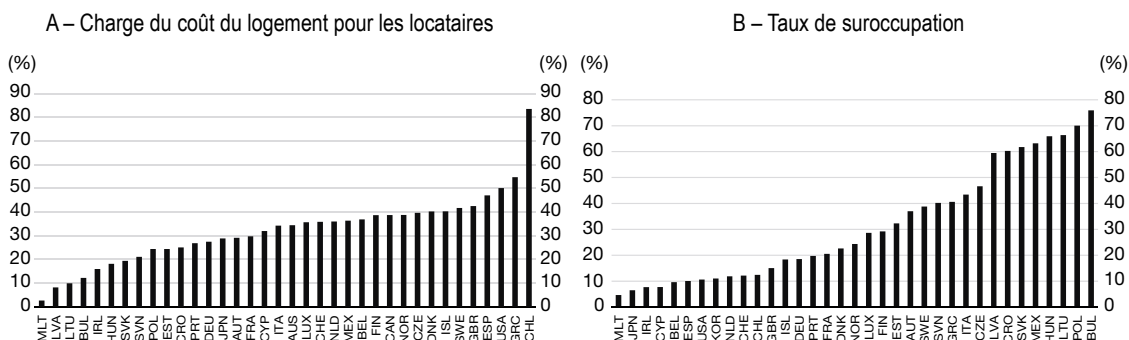
Remarque : les calculs de l'OCDE sont basés sur l'enquête européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC) et sur les enquêtes nationales. Dans les pays à systèmes locatifs intégrés et disposant d'un important parc de logements appartenant à des associations de logement, comme au Danemark et aux Pays-Bas, tous les locataires sont classés comme locataires du secteur privé, car les données de la base EU-SILC ne permettent pas de distinguer selon le type de locataire. De même, l'important parc de logements locatifs municipaux suédois n'est pas classé en logement social. Pour plus de détails, voir <http://www.oecd.org/fr/social/base-de-donnees-logement-abordable.htm>.

Note de lecture : en Suisse, la répartition des statuts d'occupation du logement est la suivante : environ 5 % de propriétaires non accédants, 35 % de propriétaires accédants, 55 % de locataires dans le secteur privé, 3 % de locataires dans le secteur subventionné et 2 % dans d'autres catégories.

Champ : 37 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD).

Figure II
Coût du logement et taux de suroccupation pour les ménages à faible revenu



Remarque : la charge du coût du logement se rapporte à la charge médiane de location en pourcentage du revenu disponible dans le quintile inférieur de la distribution de revenu. Le taux de suroccupation se rapporte à la proportion de foyers locataires en suroccupation dans le quintile inférieur de la distribution de revenu. Les calculs de l'OCDE sont basés sur l'enquête européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC) et sur les enquêtes nationales. Pour plus de détails, voir <http://www.oecd.org/fr/social/base-de-donnees-logement-abordable.htm>.

Champ : respectivement 36 et 35 pays pour les panels A et B (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD).

d'attente plutôt que selon des critères liés aux besoins (Pittini & Laino, 2012). Les réglementations et la domination des propriétaires à but non lucratif dans ces systèmes locatifs intégrés ont tendance à abaisser le niveau du loyer et à augmenter la sécurité du statut d'occupation par rapport aux marchés dominés par les promoteurs privés. La base de données contient également des informations par quintile de revenus. Enfin, la structure des ménages et les conditions de vie sont décrites pour différentes tranches d'âge. Compte tenu de la portée de cet article, en particulier de son approche transversale, de la disponibilité et de la comparabilité des données, nous utilisons uniquement les données de cette partie de la base *AHD* relatives au statut d'occupation et au pourcentage de personnes âgées de 15 à 29 ans vivant chez leurs parents.

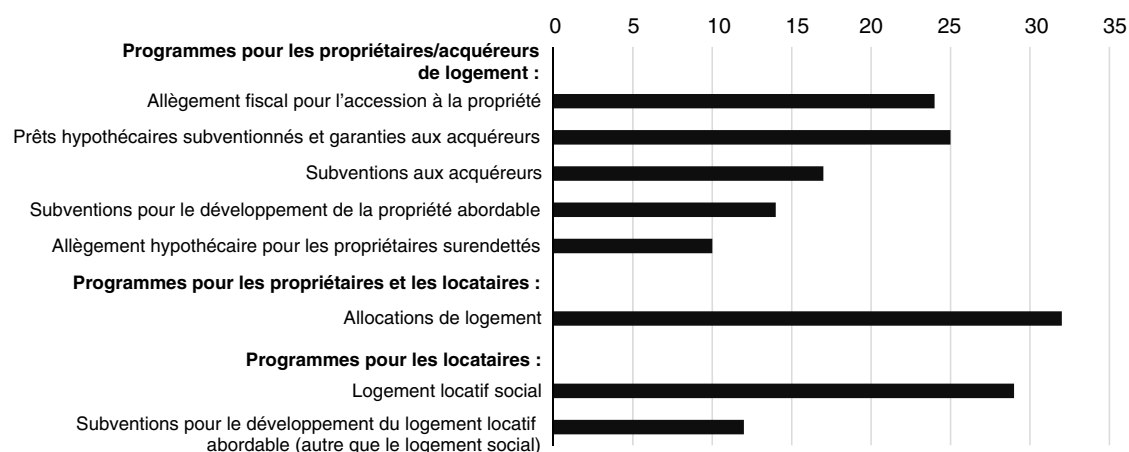
Les données de la seconde partie de la base *AHD* portent sur les conditions de vie en termes d'accessibilité, de qualité des logements et d'exclusion du logement. L'accessibilité est mesurée par la charge du coût du logement (par rapport au revenu) et les taux de surcharge (proportion des ménages dépensant plus de 40 % de leur revenu en logement) pour différents types de ménages. La figure II montre que pour les locataires du quintile inférieur de la distribution des revenus de nombreux pays, la charge du coût du logement est élevée, de même que les taux de suroccupation. Les taux d'endettement des ménages par rapport aux revenus issus de la base de données

des comptes nationaux de l'OCDE complètent les mesures de coût du logement, qui sont influencées pour les propriétaires par les différences de structures de remboursement des prêts hypothécaires⁷. Les indicateurs de qualité du logement de la base *AHD* comprennent les caractéristiques physiques des logements, les équipements (par exemple, présence de toilettes), l'espace de vie disponible (par exemple, nombre de pièces) et la privation de logement⁸. Ces mesures aident à identifier l'incidence des conditions de logement les plus mauvaises, mais il faudrait davantage d'indicateurs pour comparer plus largement la qualité des logements dans les économies avancées, par exemple sur les dimensions de qualité et d'entretien des bâtiments, d'efficacité énergétique, d'isolation acoustique, de qualité de voisinage et de distance avec les équipements publics. Les indicateurs d'accessibilité et de qualité du logement nécessitent non seulement des informations détaillées sur le logement, mais aussi sur le revenu et la composition du ménage (comme l'âge et le nombre de personnes). Ces indicateurs sont présents dans les enquêtes auprès des ménages : *EU-SILC* pour les pays européens, sauf l'Allemagne, où une enquête nationale est utilisée, de même que

7. Les données concernent la dette totale des ménages et non pas la dette hypothécaire. Toutefois, celle-ci représente en moyenne environ les deux tiers de la dette des ménages dans les pays de l'OCDE.

8. La privation de logement définit une habitation qui : a un toit qui fuit, des murs, des sols ou des fondations humides, ou des châssis de fenêtre ou un sol qui pourrit ; n'a ni baignoire ni douche ; n'a pas de toilettes à usage exclusif du ménage ; est considérée comme trop sombre.

Figure III
Vue d'ensemble des instruments de politique du logement. Nombre de pays adoptant chaque type de politique



Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (*AHD*).

dans les pays non européens⁹. Le pourcentage de personnes sans domicile est disponible pour certains pays, mais la définition des personnes sans domicile varie considérablement d'un pays à l'autre, ce qui rend les comparaisons internationales difficiles.

La troisième partie de la base *AHD* donne un aperçu des mesures de politique qui soutiennent directement l'accès à un logement abordable. Les indicateurs de politique sont basés sur les réponses des spécialistes des pays au questionnaire 2016 de l'OCDE sur le logement social et abordable (QuASH). La base comporte un large éventail d'informations sur les mesures de politique et des détails sur les programmes nationaux, les différents types d'aide aux propriétaires, les critères d'éligibilité aux allocations de logement et les taux

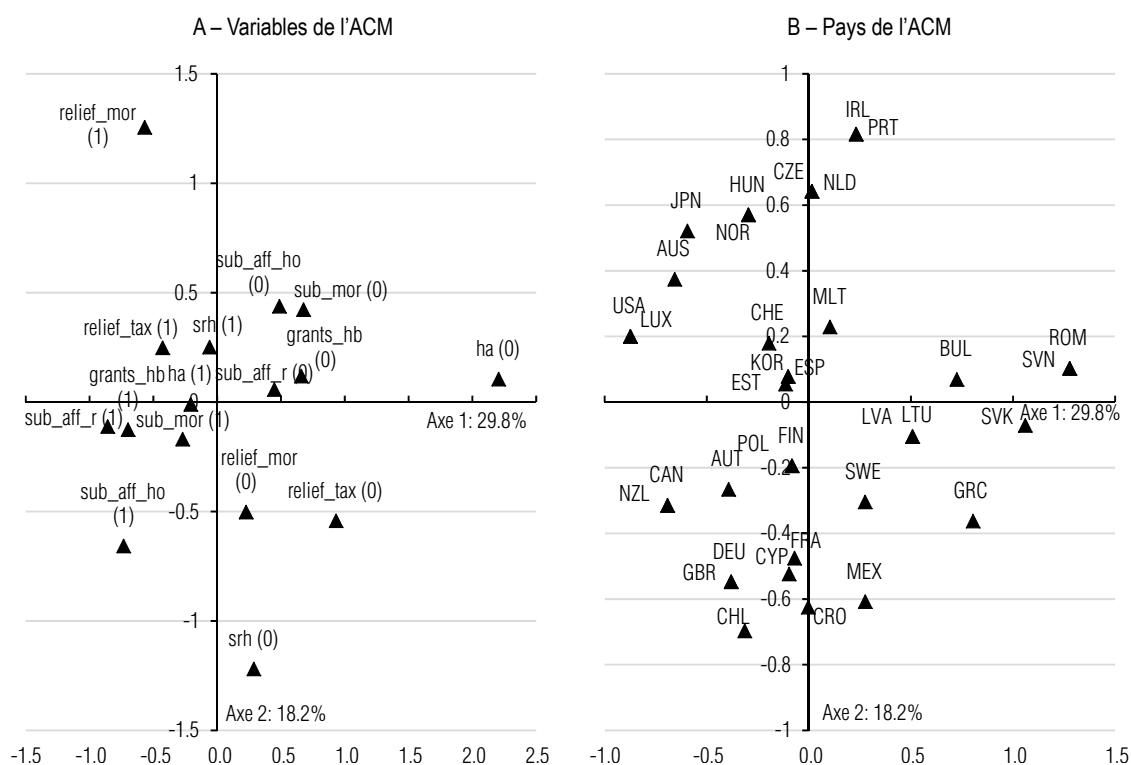
de paiement, le parc de logements sociaux et la construction neuve, ainsi que les agences et la gouvernance du secteur du logement social. La figure III donne une vue d'ensemble de l'utilisation des instruments de politique du logement dans les différents pays. La plupart des pays versent des allocations de logement et disposent de logements locatifs sociaux. De plus, de nombreux pays soutiennent l'accès à la propriété, notamment par des avantages fiscaux.

Les instruments de politique peuvent être des compléments ou des substituts. Par exemple,

9. Pour plus de détails, voir <http://www.oecd.org/social/base-de-donnees-logement-abordable.htm> ; Dewilde (2015) présente une évaluation utile des forces et des faiblesses des données de la base EU-SILC pour les études sur le logement.

Figure IV

Analyse des correspondances multiples sur les instruments de politique du logement



Description des variables	Étiquette
Subventions aux acquéreurs	grants_hb
Prêts hypothécaires subventionnés et garanties aux acquéreurs	sub_mor
Allègement hypothécaire pour les propriétaires surendettés	relief_mor
Allègement fiscal pour l'accès à la propriété	relief_tax
Subventions pour le développement de la propriété abordable	sub_aff_ho
Allocations de logement	ha
Logement locatif social	srh
Subventions pour le développement du logement locatif abordable (autre que le logement social)	sub_aff_r

Note de lecture : (0) et (1) se rapportent à l'absence/l'existence de la politique dans le pays. Par exemple, ha(0) désigne l'absence d'allocations de logement. Le pourcentage indiqué sur chaque axe se rapporte au pourcentage de variance expliquée par l'axe.

Champ : 35 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (*AHD*) ; calculs des auteurs.

les allocations de logement accordées aux locataires du secteur locatif privé et le logement social peuvent, dans une certaine mesure, être considérées comme des substituts. Depuis les années 1980, les gouvernements de nombreux pays de l'OCDE ont privilégié les allocations de logement par rapport au logement social, notamment pour réduire les coûts en capital, améliorer l'égalité d'accès au logement et réduire les freins à la mobilité résidentielle. Les programmes d'allègement sur les emprunts hypothécaires et les instruments encourageant l'emprunt pour l'accession à la propriété, comme la déductibilité des intérêts hypothécaires ou les prêts hypothécaires subventionnés, peuvent être des compléments, car un endettement plus élevé génère une vulnérabilité des ménages aux chocs économiques, ce qui augmente la pertinence des programmes d'allègement. Pour étudier les associations entre les instruments de politique du logement, nous avons effectué une analyse des correspondances multiples (ACM) sur les huit indicateurs binaires indiquant la présence ou l'absence de politiques spécifiques dans chaque pays (figure IV). Les corrélations obtenues entre les facteurs et les composantes principales déduites des caractéristiques du marché du logement et des indicateurs des conditions de logement seront ensuite examinées pour évaluer les relations entre les politiques et les caractéristiques de logement. Le premier facteur, qui explique près de 30 % de la variance de l'ensemble de données, est associé à la variété des instruments de politique utilisés. Les pays qui utilisent le plus d'instruments de politique apparaissent sur le côté gauche de l'axe, tandis que ceux qui utilisent peu d'instruments se trouvent sur le côté droit. Le second facteur, qui explique environ 18 % de la variance, est plus difficile à interpréter. La partie supérieure est associée à l'existence d'allègement d'emprunt hypothécaire pour les propriétaires surendettés et à l'absence de subventions pour le développement d'une propriété abordable, de prêts hypothécaires subventionnés et de garanties pour les acquéreurs. La partie inférieure est associée à l'absence de logement social, d'allègement fiscal pour l'accession à la propriété et d'allègement hypothécaire pour les propriétaires surendettés, ainsi qu'à l'existence de subventions pour le développement d'une propriété abordable. Par conséquent, les pays en haut du graphique ont tendance à proposer un allègement fiscal et un filet de sécurité aux propriétaires, mais pas de subventions. Ceux qui se trouvent dans le bas du graphique se caractérisent par

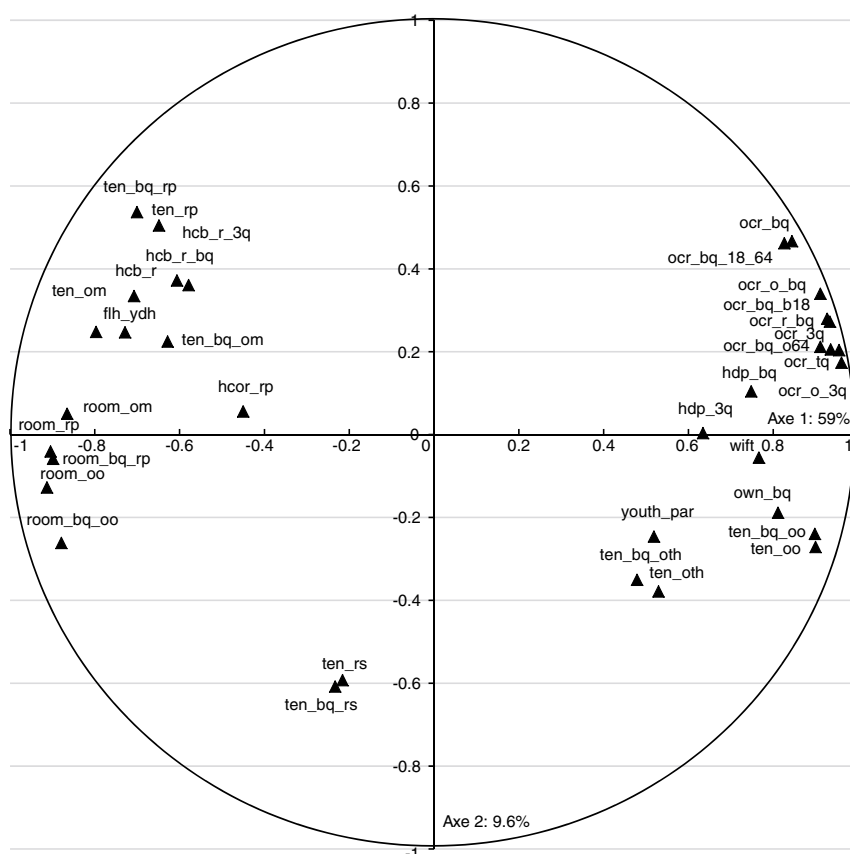
l'absence de logements sociaux, mais utilisent les subventions pour promouvoir une propriété abordable. Au total, les associations entre les instruments de politique du logement ne permettent pas d'identifier des tendances claires.

Cette analyse est limitée entre autres par le fait qu'elle utilise uniquement des variables binaires, qui représentent l'existence des instruments, mais pas l'intensité de leur utilisation et les différences de conception entre les pays. Malheureusement, la couverture des indicateurs quantitatifs pour chaque pays est trop restreinte pour permettre une analyse systématique des corrélations. Dans de nombreux pays, les données actuellement disponibles ne permettent pas une évaluation fiable de la part des dépenses publiques directement consacrées à différentes politiques. Alors que les informations sur certains instruments, comme les allocations de logement, couvrent un large échantillon de pays, d'autres, comme les dépenses pour le logement social, sont fragmentaires. Une autre raison du manque de tendance claire des associations de politiques peut être la présence d'instruments qui se chevauchent, notamment liés au poids du passé et à la persistance d'anciens instruments lorsque de nouveaux instruments sont introduits.

Une typologie des systèmes de logement

Pour identifier les principales caractéristiques des systèmes de logement, une ACP a été réalisée sur des variables représentant le contexte du marché du logement, les conditions de logement et l'endettement des ménages. Pour éviter les distorsions liées à l'échelle, les variables ont été normalisées sur une moyenne égale à zéro et une variance unitaire. Une classification hiérarchique a ensuite été utilisée pour regrouper des pays aux profils similaires. Enfin, afin d'éclairer les principales caractéristiques des systèmes de logement, nous testons les différences des moyennes des indicateurs inclus dans l'analyse entre les groupes de pays. Nous examinons également les valeurs des indicateurs de politique des différents groupes de pays, bien que de manière moins systématique, car les informations sont moins complètes que pour les variables incluses dans l'ACP. Notre analyse de base porte sur 25 pays, pour lesquels nous disposons de 34 variables, couvrant les caractéristiques les plus importantes d'un système de logement. Une analyse

Figure V
Analyse en composantes principales sur les systèmes de logement : cercle de corrélation



Description des variables	Étiquette
Charge de coût du logement des locataires en pourcentage de revenu disponible	
Global	hcb_r
Quintile inférieur	hcb_r_bq
Troisième quintile	hcb_r_3q
Taux de surcharge du coût du logement parmi les locataires du secteur privé à faible revenu	hcor_rp
Nombre moyen de pièces par membre du foyer	
Propriétaires sans prêt	room_oo
Propriétaires avec prêt hypothécaire	room_om
Locataires (secteur privé)	room_rp
Propriétaires sans prêt, quintile inférieur	room_bq_oo
Locataires (secteur privé), quintile inférieur	room_bq_rp
Taux de suroccupation	
Quintile inférieur	ocr_bq
Troisième quintile	ocr_3q
Quintile supérieur	ocr_tq
Ménages à revenu faible et intermédiaire, propriétaires, quintile inférieur	ocr_o_bq
Ménages à revenu faible et intermédiaire, propriétaires, troisième quintile	ocr_o_3q
Ménages à revenu faible et intermédiaire, locataires, quintile inférieur	ocr_r_bq
Quintile inférieur, âge inférieur à 18 ans	ocr_bq_b18
Quintile inférieur, âge de 18 à 64 ans	ocr_bq_18_64
Quintile inférieur, âge supérieur à 64 ans	ocr_bq_o64
Proportion de ménages pauvres sans toilettes à usage exclusif	wift
Population affectée par des privations de logement	
Quintile inférieur	hdp_bq
Troisième quintile	hdp_3q
Structure du statut d'occupation	
Propriétaires sans prêt	ten_oo
Propriétaires avec prêt hypothécaire	ten_om
Locataires (secteur privé)	ten_rp
Locataires (secteur subventionné)	ten_rs
Autres	ten_oth
Propriétaires, quintile inférieur	own_bq
Propriétaires sans prêt, quintile inférieur	ten_bq_oo
Propriétaires avec prêt hypothécaire, quintile inférieur	ten_bq_om
Locataires (secteur privé), quintile inférieur	ten_bq_rp
Locataires (secteur subventionné), quintile inférieur	ten_bq_rs
Autres, quintile inférieur	ten_bq_oth
Part des 15-29 ans vivant chez leurs parents	youth_par
Dettes du ménage en pourcentage de revenu disponible	flh_ydh

Note de lecture : la variable hdp_3q (population privée de logement dans le troisième quintile) présente une corrélation de 0.64 avec la première composante principale et une corrélation nulle avec la deuxième composante principale. Le pourcentage indiqué sur chaque axe se rapporte au pourcentage de variance expliquée par l'axe.

Champ : 25 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD) ; calculs des auteurs.

plus étendue, basée sur un ensemble restreint de variables, nous a permis de classer, quoique de manière plus hypothétique, sept pays dans les groupes identifiés lors de notre analyse de base. Nous avons éliminé 7 des 39 pays inclus dans la base *AHD*, car leurs données sont trop fragmentaires pour permettre une analyse pertinente (cf. encadré).

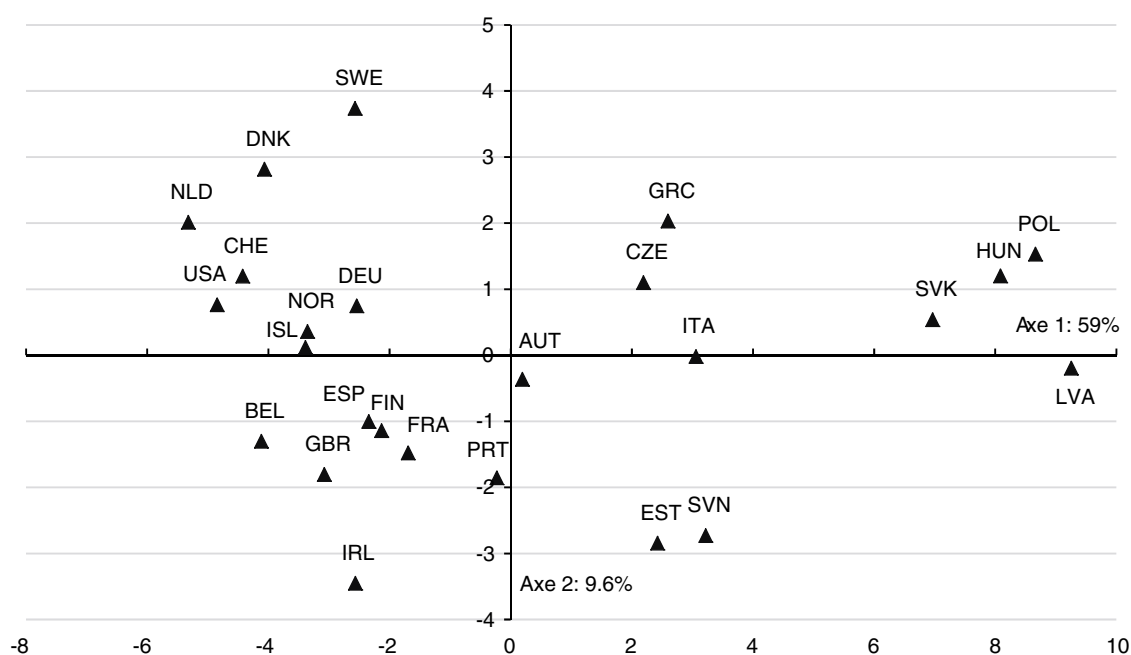
L'ACP révèle une première composante principale très forte (axe horizontal), qui explique près de 60 % de la variance de l'ensemble de données et oppose une importante propriété sans prêt, mais avec des conditions de logement relativement médiocres, à un endettement plus important et à la location privée, mais avec des conditions de logement globalement meilleures. Le cercle de corrélation (figure V) montre que la plupart des variables sont fortement corrélées à l'axe.

Du côté droit de l'axe, nous observons des taux élevés de suroccupation et de privation de logement, une proportion élevée de jeunes vivant chez leurs parents, ainsi qu'une part élevée de propriétaires sans prêt, même dans

la partie inférieure de la distribution des revenus. Du côté gauche de l'axe, les logements ont davantage de pièces, une grande partie des ménages sont des propriétaires avec des prêts hypothécaires – souvent fortement endettés – ou des locataires du secteur locatif privé – souvent avec une charge élevée du coût du logement. La deuxième composante principale (axe vertical) explique un peu moins de 10 % de la variance globale. Elle différencie essentiellement les pays où les ménages à faible revenu sont principalement logés dans le secteur locatif privé, des pays où une part importante des ménages à faible revenu est logée dans des logements locatifs sociaux. Sans surprise, une part importante des ménages à faible revenu logés dans le secteur locatif privé tend à être associée à des taux de suroccupation plus élevés. Les autres composantes principales représentent une part trop faible de la variance pour fournir des informations significatives dans l'analyse.

Le tracé des pays sur la carte définie par les deux premières composantes principales révèle des schémas clairs (figure VI). Quatre pays d'Europe de l'est se situent à

Figure VI
Analyse en composantes principales sur les systèmes de logement : cartographie des pays



Note de lecture : LVA (Lettonie) est éloignée sur la droite du premier axe et proche du deuxième axe, ce qui implique des conditions de logement relativement médiocres et une proportion relativement élevée de propriétaires sans prêt (les principaux déterminants du premier axe) et une position moyenne en termes de mélange entre logement locatif privé et social (le principal déterminant du deuxième axe).

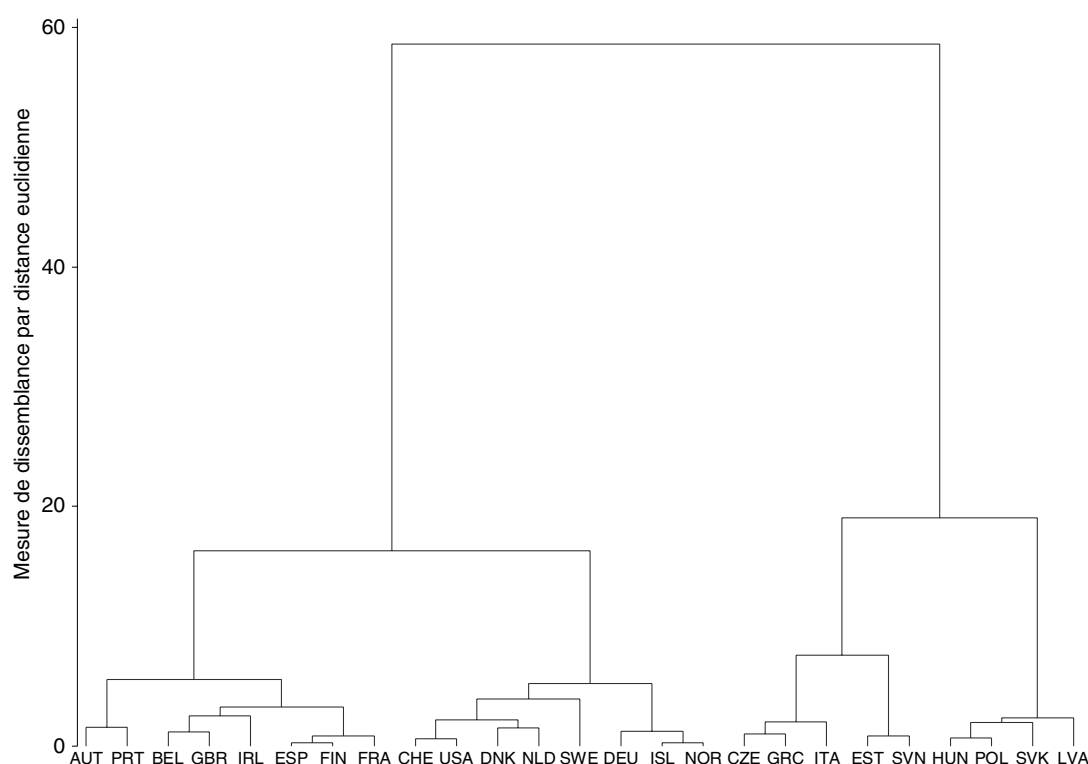
Champ : 25 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (*AHD*) ; calculs des auteurs.

l'extrémité droite du premier axe, qui est associé à des conditions de logement relativement médiocres et à une proportion élevée de propriétaires sans prêt. Ceci est cohérent avec les revenus relativement faibles selon les normes de l'OCDE et de l'UE et avec le fait que les politiques qui ont suivi la transition des économies socialistes vers les économies de marché ont permis à la plupart des ménages d'accéder à la propriété. Cependant, une grande partie du parc de logements était de mauvaise qualité et peu de ménages avaient les moyens d'investir dans la rénovation. En allant vers la gauche de l'axe horizontal, se situent d'autres pays d'Europe de l'est, ainsi que de certains pays méditerranéens, avec des conditions de logement intermédiaires et des taux de propriété élevés, à l'exception de la République tchèque, dont la transition n'a pas suivi celle des autres pays d'Europe de l'est, avec une

part plus importante de locataires par rapport aux autres pays de la région (Hegedüs *et al.*, 2011). Les pays de l'OCDE les plus riches se situent à la gauche de l'axe vertical, qui est associé à des habitations plus grandes et à une structure plus diversifiée de statut d'occupation, avec davantage de propriétaires ayant des prêts hypothécaires et de locataires dans le secteur locatif privé. Le quadrant supérieur gauche regroupe les pays nordiques – à l'exception de la Finlande – et les Pays-Bas, ainsi que l'Allemagne, la Suisse et les États-Unis. Les pays nordiques et les Pays-Bas, outre leurs similitudes socio-économiques, partagent certaines caractéristiques communes du marché du logement et hypothécaire, notamment une dette hypothécaire élevée et un parc locatif assez important. L'Allemagne et la Suisse disposent de la plus forte proportion de locataires du secteur privé en Europe. Malgré un

Figure VII
Classification hiérarchique des systèmes de logement sur l'échantillon de base : dendrogramme



Remarque : dans les pays à systèmes locatifs intégrés et disposant d'un important parc de logements appartenant à des associations de logement, comme au Danemark et aux Pays-Bas, tous les locataires sont classés comme locataires dans le secteur privé, car les données de la base EU-SILC ne permettent pas de distinguer selon le type de locataire. De même, l'important parc de logements locatifs municipaux suédois n'est pas classé comme logement social.

Note de lecture : le dendrogramme présente le regroupement hiérarchique des pays et utilise la méthode de Ward et les distances euclidiennes. La Hongrie, la Pologne, la République slovaque et la Lettonie partagent de fortes similitudes et l'autre groupe le plus comparable est constitué de la République tchèque, de la Grèce, de l'Italie, de l'Estonie et de la Slovaquie.

Champ : 25 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD) ; calculs des auteurs.

Tableau 1
Moyennes des variables par groupe de pays

Variables	A. Échantillon de base					B. Échantillon étendu				
	Global (25)	Ouest (8)	Nord (8)	Sud- Centre (5)	Est (4)	Global (32)	Ouest (9)	Nord (9)	Sud- Centre (7)	Est (7)
<i>Charge de coût du logement des ménages en pourcentage de revenu disponible, locataires</i>										
Global	0.23	0.24	0.27	0.22	0.13	0.22	0.22	0.27	0.22	0.14
Quintile inférieur	0.33	0.33	0.39	0.35	0.17	0.33	0.30	0.38	0.41	0.20
Troisième quintile	0.19	0.20	0.21	0.20	0.12	-	-	-	-	-
Taux de surcharge du coût du logement pour les locataires du secteur privé à faible revenu	0.37	0.44	0.38	0.40	0.18	0.38	0.42	0.38	0.42	0.27
<i>Nombre moyen de pièces par membre du foyer</i>										
Propriétaires sans prêt	2.41	2.72	2.89	1.90	1.50	2.34	2.71	2.92	1.94	1.53
Propriétaires avec prêt hypothécaire	1.82	1.95	2.25	1.43	1.19	1.78	1.99	2.23	1.53	1.19
Locataires (secteur privé)	1.74	1.93	2.06	1.44	1.09	1.75	2.10	2.04	1.51	1.15
Propriétaires sans prêt, quintile inférieur	2.68	3.04	3.14	2.19	1.66	2.60	3.07	3.18	2.20	1.68
Locataires (secteur privé), quintile inférieur	1.69	1.85	2.05	1.36	1.09	-	-	-	-	-
<i>Taux de suroccupation</i>										
Quintile inférieur	0.19	0.11	0.14	0.21	0.40	0.19	0.08	0.15	0.20	0.36
Troisième quintile	0.11	0.04	0.04	0.15	0.32	0.12	0.03	0.04	0.13	0.31
Quintile supérieur	0.07	0.02	0.01	0.09	0.25	0.07	0.02	0.01	0.08	0.23
Ménages à revenu faible et intermé- diaire, propriétaires, quintile inférieur	0.11	0.03	0.05	0.14	0.33	0.12	0.03	0.05	0.12	0.31
Ménages à revenu faible et intermé- diaire, propriétaires, troisième quintile	0.08	0.02	0.02	0.12	0.28	0.09	0.02	0.02	0.10	0.28
Ménages à revenu faible et intermé- diaire, locataires, quintile inférieur	0.31	0.19	0.20	0.41	0.64	0.32	0.14	0.21	0.36	0.64
Quintile inférieur, âge inférieur à 18 ans	0.29	0.17	0.17	0.39	0.67	0.30	0.12	0.17	0.36	0.65
Quintile inférieur, âge de 18 à 64 ans	0.26	0.16	0.19	0.31	0.52	0.26	0.11	0.19	0.29	0.49
Quintile inférieur, âge supérieur à 64 ans	0.09	0.04	0.03	0.12	0.27	0.09	0.03	0.03	0.11	0.23
Proportion de ménages pauvres sans toilettes à usage exclusif	0.05	0.02	0.01	0.05	0.19	0.07	0.02	0.01	0.05	0.25
<i>Population privée de logement</i>										
Quintile inférieur	0.02	0.01	0.00	0.01	0.11	0.03	0.00	0.00	0.01	0.14
Troisième quintile	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.05
<i>Structure du statut d'occupation</i>										
Propriétaires sans prêt	0.42	0.38	0.16	0.62	0.75	0.46	0.42	0.18	0.56	0.76
Propriétaires avec prêt hypothécaire	0.27	0.28	0.43	0.12	0.10	0.24	0.27	0.42	0.13	0.09
Locataires (secteur privé)	0.21	0.18	0.37	0.13	0.06	0.19	0.15	0.35	0.16	0.06
Locataires (secteur subventionné)	0.05	0.11	0.02	0.03	0.02	0.05	0.11	0.03	0.04	0.02
Autres	0.05	0.04	0.02	0.10	0.06	0.06	0.06	0.02	0.10	0.08
Propriétaires, quintile inférieur	0.51	0.46	0.36	0.63	0.78	0.54	0.49	0.36	0.57	0.79
Propriétaires sans prêt, quintile inférieur	0.39	0.34	0.15	0.57	0.73	0.43	0.38	0.16	0.51	0.76
Propriétaires avec prêt hypothécaire, quintile inférieur	0.12	0.12	0.20	0.05	0.05	0.11	0.12	0.20	0.06	0.04
Locataires (secteur privé), quintile inférieur	0.31	0.27	0.56	0.17	0.08	0.28	0.22	0.56	0.21	0.06
Locataires (secteur subventionné), quintile inférieur	0.09	0.20	0.04	0.04	0.04	0.08	0.19	0.04	0.05	0.03
Autres, quintile inférieur	0.08	0.07	0.04	0.16	0.10	0.10	0.09	0.04	0.16	0.12
Part des 15-29 ans vivant chez leurs parents	0.61	0.60	0.50	0.71	0.70	-	-	-	-	-
Dettes du ménage en pourcentage de revenu disponible	1.32	1.34	1.97	0.83	0.57	-	-	-	-	-

Note de lecture : les chiffres indiqués dans le tableau correspondent aux moyennes de chaque indicateur pour le groupe de pays identifié.
Champ : 25 pays pour la partie de gauche, 32 pays pour la partie de droite (cf. encadré).
Source : OCDE, Base de données de sur le logement abordable (AHD).

Tableau 2
Test de différences pour les moyennes des variables entre les groupes

	Ouest vs Nord	Ouest vs Sud-Centre	Ouest vs Est	Nord vs Sud-Centre	Nord vs Est	Sud-Centre vs Est
<i>Charge de coût du logement pour les ménages en pourcentage de revenu disponible, locataires</i>						
Global			***		***	**
Quintile inférieur			**		***	**
Troisième quintile			**		***	**
Taux de surcharge du coût du logement pour les locataires du secteur privé à faible revenu			**		**	**
<i>Nombre moyen de pièces par membre du foyer</i>						
Propriétaires sans prêt		***	***	***	***	*
Propriétaires avec prêt hypothécaire	*	***	***	***	***	
Locataires (secteur privé)		***	***	***	***	**
Propriétaires sans prêt, quintile inférieur		***	***	***	***	*
Locataires (secteur privé), quintile inférieur		***	***	***	***	
<i>Taux de suroccupation</i>						
Quintile inférieur		**	***		***	***
Troisième quintile		***	***	***	***	***
Quintile supérieur		***	***	***	***	***
Ménages à revenu faible et intermédiaire, propriétaires, quintile inférieur		***	***	***	***	***
Ménages à revenu faible et intermédiaire, propriétaires, troisième quintile		***	***	***	***	***
Ménages à revenu faible et intermédiaire, locataires, quintile inférieur		***	***	***	***	***
Quintile inférieur, âge inférieur à 18 ans		***	***	***	***	***
Quintile inférieur, âge de 18 à 64 ans		***	***	**	***	***
Quintile inférieur, âge supérieur à 64 ans		***	***	***	***	***
Proportion de ménages pauvres sans toilettes à usage exclusif			***		***	***
<i>Population privée de logement</i>						
Quintile inférieur			***		***	***
Troisième quintile			***		***	***
<i>Structure du statut d'occupation</i>						
Propriétaires sans prêt	***	***	***	***	***	***
Propriétaires avec prêt hypothécaire	***	***	***	***	***	
Locataires (secteur privé)	***		*	***	***	
Locataires (secteur subventionné)	***	***	***			
Autres		**		***	*	
Propriétaires, quintile inférieur	**	***	***	***	***	**
Propriétaires sans prêt, quintile inférieur	***	***	***	***	***	***
Propriétaires avec prêt hypothécaire, quintile inférieur	**	*	*	***	***	
Locataires (secteur privé), quintile inférieur	***		**	***	***	
Locataires (secteur subventionné), quintile inférieur	***	***	***			
Autres, quintile inférieur		**		***		
Part des 15-29 ans vivant chez leurs parents	*	*		***	***	
Dettes du ménage en pourcentage de revenu disponible	**	*	**	***	***	

Remarque : *, ** et *** désignent respectivement une probabilité de 10 %, 5 % et 1 % d'égalité des moyennes.

Note de lecture : le tableau présente la signification des tests d'égalité de moyenne entre les groupes de pays ; par exemple, la charge moyenne globale de coût du logement des ménages dans les pays du groupe Ouest n'est pas significativement différente de celle des pays du groupe Nord, mais elle est significativement différente au seuil de 1 % de celle des pays du groupe Est.

Champ : 25 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données de sur le logement abordable (AHD) ; calculs des auteurs.

taux assez élevé d'accession à la propriété, les États-Unis hébergent une partie importante de leur population sur le marché locatif privé et leur niveau de revenu moyen est élevé, ce qui explique leur position sur le graphique¹⁰. Les pays du quadrant inférieur gauche – et l'Autriche, qui est proche de la limite – semblent un peu plus hétérogènes. De manière cohérente avec l'interprétation de la seconde composante principale (axe vertical) opposant principalement la location sociale à la location privée, la plupart de ces pays ont un parc de logements sociaux important, bien que ce ne soit pas le cas du Portugal et de l'Espagne.

Pour aller plus loin, nous avons réalisé une classification hiérarchique afin de classer les pays en groupes homogènes. L'analyse utilise les mêmes variables standardisées que dans l'ACP ainsi que la méthode de Ward, qui maximise la variance entre groupes de pays par rapport à la variance au sein du groupe de pays. Le dendrogramme (figure VII) suggère que l'échantillon peut être divisé en quatre groupes de pays. Le premier groupe comprend une grande part de l'Europe continentale occidentale (Autriche, Belgique, France, Portugal et Espagne), l'Irlande et le Royaume-Uni, ainsi que la Finlande. Le reste de l'Europe du nord est classé dans le deuxième groupe, qui comprend le Danemark, l'Islande, la Norvège et la Suède, ainsi que l'Allemagne et les Pays-Bas, la Suisse et les États-Unis. Le troisième groupe comprend les pays méditerranéens qui ne font pas partie du premier groupe (Italie et Grèce) et certains pays d'Europe centrale et orientale (République tchèque, Estonie, Slovaquie), le reste de ces pays constituant le quatrième groupe (Hongrie, Lettonie, Pologne et République slovaque). Pour faciliter la présentation des résultats, nous nommerons désormais les groupes de pays « Ouest », « Nord », « Sud-Centre » et « Est » respectivement. Globalement, la classification est conforme à nos attentes, d'après les informations sur les marchés du logement et les institutions dont nous disposons. Néanmoins, quelques remarques sur des cas spécifiques sont à formuler avant de passer à des analyses plus détaillées. La Finlande est classée dans le premier groupe plutôt qu'avec les autres pays nordiques car elle compte davantage de propriétaires sans prêt, un ratio plus faible d'endettement des ménages par rapport à leurs revenus et davantage de logements locatifs

sociaux¹¹. Les pays méditerranéens se répartissent dans deux groupes, ce qui reflète surtout le nombre moyen de pièces plus faible et les taux de suroccupation plus élevés en Grèce et en Italie par rapport au Portugal et à l'Espagne. Ces deux derniers pays comptent également une proportion légèrement plus élevée de propriétaires ayant des prêts hypothécaires et des niveaux plus élevés d'endettement des ménages. Les PECO sont principalement classés dans deux groupes différents selon le nombre moyen de pièces et les taux de suroccupation.

Afin de mieux comprendre les facteurs qui différencient les groupes de pays, nous avons testé la signification des différences de moyenne concernant le contexte du marché du logement, les conditions de logement et les variables d'endettement entre les groupes, en utilisant des tests classiques de Student. Le tableau 1 présente les moyennes de variable par groupe de pays et le tableau 2 présente les résultats des tests pour chaque variable et paire de groupes de pays.

Les groupes « Ouest » et « Nord », qui incluent les économies les plus avancées de l'OCDE, sont clairement différenciés par la structure du statut d'occupation et le niveau d'endettement des ménages, mais les différences de conditions de logement sont généralement insignifiantes. Seul le nombre de pièces pour les propriétaires ayant des prêts hypothécaires est nettement plus élevé dans le groupe « Nord » que dans le groupe « Ouest », mais seulement au seuil de significativité de 10 %. À l'inverse, les différences des variables de statut d'occupation sont généralement significatives au moins au seuil de 5 % et souvent de 1 %. Dans le groupe « Nord », davantage de propriétaires ont des prêts hypothécaires, les niveaux d'endettement des ménages sont plus élevés de même que le nombre de locataires du secteur privé par rapport au groupe « Ouest », qui compte davantage de propriétaires sans prêt et de locataires du secteur social. Les différences de structure des statuts d'occupation

10. Les systèmes de logement de l'Australie, du Canada et de la Nouvelle-Zélande partagent certaines similitudes avec ceux des États-Unis, notamment en termes de structure du statut d'occupation. Malheureusement, il n'a pas été possible d'inclure ces pays dans l'analyse, car trop de variables manquent dans la base AHD. Les autres pays anglo-saxons inclus dans l'analyse, l'Irlande et le Royaume-Uni, diffèrent nettement des États-Unis, notamment par leur parc locatif social relativement important.

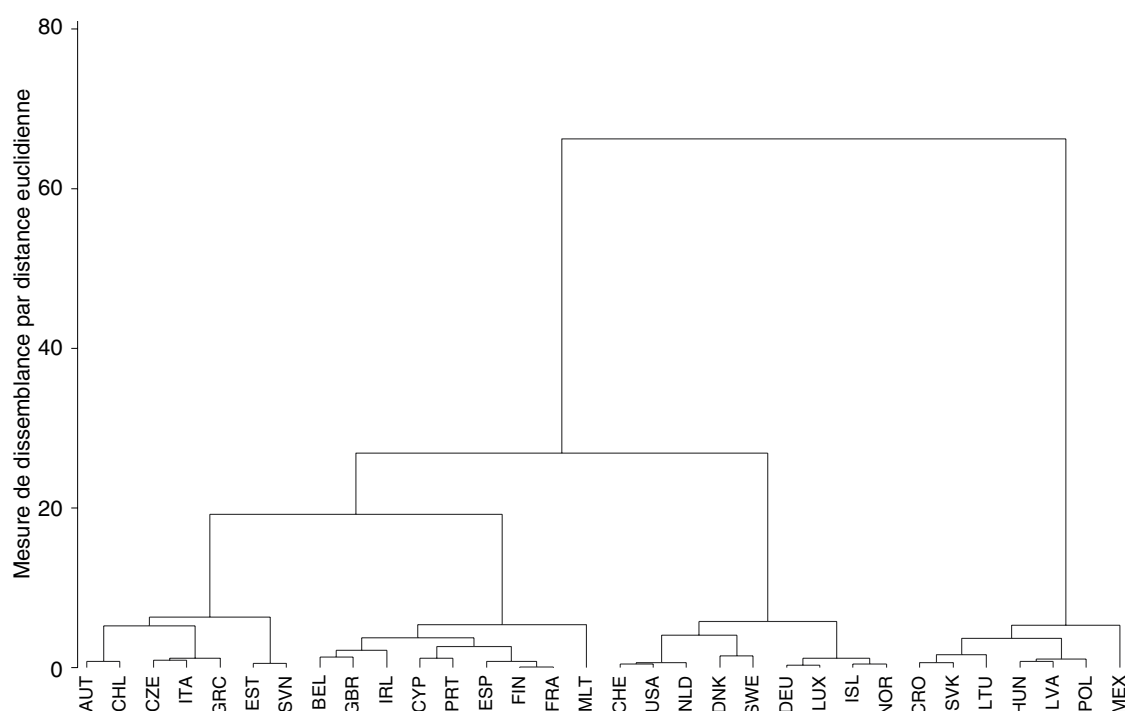
11. Comme indiqué ci-dessus, les logements détenus par les municipalités suédoises et les associations danoises et néerlandaises de logement ne sont pas classés en tant que logements sociaux, même s'ils jouent un rôle important dans le logement des ménages à faible revenu.

sont similaires entre les deux groupes de pays, dans l'ensemble de la population et dans le quintile inférieur de la répartition des revenus. La part de jeunes vivant chez leurs parents est plus faible dans le groupe « Nord » (au seuil de 10 %), ce qui peut, dans une certaine mesure, refléter un accès plus facile aux prêts hypothécaires et des options de location

plus variées. Les différences de moyenne des variables sur les conditions de logement entre les groupes autres que les groupes « Ouest » et « Nord » sont généralement significatives, le plus souvent au seuil de 1 %. Le nombre de pièces par logement est plus faible pour tous les statuts d'occupation dans le groupe « Sud-Centre » que dans les groupes

Figure VIII

Classification hiérarchique des systèmes de logement sur l'échantillon étendu : dendrogramme



Remarque : dans les pays à systèmes locatifs intégrés et disposant d'un important parc de logements appartenant à des associations de logement, comme au Danemark et aux Pays-Bas, tous les locataires sont classés comme locataires dans le secteur privé, car les données de la base EU-SILC ne permettent pas de distinguer selon le type de locataire. De même, l'important parc de logements locatifs municipaux suédois n'est pas classé comme logement social.

Note de lecture : le dendrogramme présente le regroupement hiérarchique des pays et utilise la méthode de Ward et les distances euclidiennes.

Champ : 32 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD) ; calculs des auteurs.

Tableau 3

Corrélations entre les conditions de logement, les politiques et le PIB

	Conditions de logement, axe 1	Conditions de logement, axe 2	Instruments de politique, axe 1	Instruments de politique, axe 2
Instruments de politique, axe 1	0.326	0.039		
Instruments de politique, axe 2	0.210	- 0.104		
PIB par habitant, PPA (dollars internationaux courants)	- 0.784***	0.025	- 0.279	- 0.318
PIB par habitant (dollars courants)	- 0.800***	0.107	- 0.308	- 0.245

Remarque : *** désigne une corrélation non nulle au niveau de confiance de 99 %. Les corrélations ont été calculées sur l'ensemble de pays pour lesquels les conditions de logement et les indicateurs de politique sont disponibles. Les axes Conditions de logement sont les deux premiers axes de l'ACP sur les variables représentant le contexte du marché du logement, les conditions de logement et l'endettement des ménages. Les axes Instruments de politique sont les deux premiers axes de l'ACP sur les huit indicateurs binaires montrant la présence ou l'absence de politiques spécifiques dans chaque pays.

Champ : 21 pays (cf. encadré).

Source : OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD) ; calculs des auteurs.

« Ouest » et « Nord » et encore plus faible dans le groupe « Est ».

La suroccupation apparaît cohérente avec ces résultats, les taux les plus élevés apparaissant

dans le groupe « Sud-Centre » et en particulier dans le groupe « Est ». La situation est particulièrement critique pour les revenus du quintile inférieur. Dans le groupe « Est », près d'un logement sur cinq n'a pas de toilettes,

Tableau 4
Caractéristiques des allocations de logement entre les pays

Pays	Dépenses publiques (2015 ou dernière valeur, % du PIB)	Proportion de ménages bénéficiant d'une allocation de logement (2014, %)		Proportion de statut d'occupation des ménages à faible revenu bénéficiant d'allocations de logement (2014, %)				
		Quintile inférieur	3 ^e quintile	Propriétaires non accédants	Propriétaires accédants	Locataires (secteur privé)	Locataires (secteur subventionné)	Autres
Allemagne	0.48							
Australie	0.27							
Autriche	0.16	16.40	1.15	0.00	0.00	70.52	23.44	6.04
Belgique		0.82	0.06					
Bulgarie	0.10	0.00	0.00					
Chili	0.01							
Chypre ¹	0.02	3.93	3.34					
Corée	0.06							
Croatie	0.24	5.43	0.21	54.10	0.63	10.12	6.51	28.64
Danemark	0.48	35.43	9.35	6.42	0.00	93.58	0.00	0.00
Espagne	0.01	1.79	0.90					
Estonie	0.04	5.57	1.35	56.74	0.00	9.19	5.30	28.77
États-Unis	0.10							
Finlande	0.82	53.18	8.66	7.10	2.72	34.35	55.01	0.82
France	0.83	49.43	17.77	1.24	6.88	57.29	33.92	0.67
Grèce		0.00	0.07					
Hongrie	0.00	28.05	5.55	67.16	15.43	1.67	8.14	7.60
Irlande	0.21	49.50	24.96	47.51	6.44	14.10	29.88	2.07
Islande		37.02	31.29	0.47	43.27	28.02	28.25	0.00
Italie		2.94	1.14	7.62	7.38	42.02	35.20	7.77
Japon	0.12							
Lettonie	0.08	23.02	4.63	62.26	0.40	12.28	14.49	10.58
Lituanie	0.06	6.83	1.45	78.45	4.35	0.00	8.40	8.80
Luxembourg		9.69	12.38	2.96	64.57	0.00	32.47	0.00
Malte	0.01	34.89	11.48	40.41	8.19	3.26	39.95	8.20
Norvège	0.09	11.16	0.35	8.36	19.09	53.43	2.34	16.78
Nouv.-Zélande	0.48							
Pays-Bas	0.47	44.65	1.80	0.18	0.00	99.69	0.00	0.13
Pologne	0.05	7.13	0.84	35.83	2.47	12.69	2.28	46.73
Portugal	0.01	3.63	10.32					
Rép. slovaque		0.66	0.00					
Rép. tchèque	0.27	13.76	1.24	28.42	2.17	60.44	6.93	2.05
Roumanie		0.00	0.00					
Royaume-Uni	1.41	29.06	13.23	0.00	0.27	28.50	71.23	0.00
Slovénie		3.89	0.33					
Suède	0.45	32.75	1.47	6.87	9.73	80.16	0.77	2.47
Suisse		1.87	0.55					

Champ : 37 pays (cf. encadré).

Source: OCDE, Base de données sur le logement abordable (AHD) ; calculs des auteurs.

alors que cette proportion est négligeable dans les pays des autres groupes, à l'exception de l'Estonie. Le taux de privation de logement est également relativement élevé dans le groupe « Est », où il est supérieur à 10 % dans le quintile des revenus inférieurs, alors qu'il est inférieur à 1 % dans les autres groupes de pays¹². La charge du coût du logement pour les locataires du secteur privé est similaire dans tous les groupes de pays, à l'exception du groupe « Est », où elle est plus faible, l'intérêt de cette différence étant limité compte tenu de la faible proportion des locations privées dans les pays de ce groupe. En effet, environ 85 % des ménages sont propriétaires dans ces pays et la plupart d'entre eux sans prêt. La structure du statut d'occupation est relativement similaire dans le groupe « Sud-Centre », bien que la part des propriétaires sans prêt soit légèrement inférieure.

Un certain nombre de pays n'ont pas été intégrés dans notre typologie de base, car cela aurait limité l'ensemble des indicateurs qui pouvaient être inclus dans l'analyse. Néanmoins, les variables disponibles pour sept de ces pays permettent une classification pertinente de leur système de logement. Par conséquent, nous réaliserons désormais notre ACP et notre classification hiérarchique sur un ensemble restreint de variables, en abandonnant le ratio d'endettement des ménages par rapport à leurs revenus, la charge du coût du logement pour les locataires du troisième quintile de revenus, le nombre moyen de pièces par membre du ménage pour les locataires du secteur privé dans le quintile de revenus inférieur et la proportion de jeunes vivant chez leurs parents, mais en incluant sept autres pays, à savoir le Chili, la Croatie, Chypre, la Lituanie, le Luxembourg, Malte et le Mexique. L'omission des variables n'a qu'un impact mineur sur les résultats de l'ensemble initial de pays, seule l'Autriche changeant de groupe pour passer de « Ouest » à « Sud-Centre », principalement en raison de la suppression de la part des jeunes vivant chez leurs parents. L'affectation des pays supplémentaires aux groupes identifiés dans l'analyse de base semble plausible : la Croatie, la Lituanie et le Mexique rejoignent le groupe « Est », le Chili le groupe « Sud-Centre », le Luxembourg le groupe « Nord », et Chypre et Malte le groupe « Ouest » (figure VIII).

Passons maintenant aux liens entre les structures du marché du logement et les conditions de logement d'une part et les politiques du

logement d'autre part. La corrélation entre la première composante principale de l'ACP, qui peut être interprétée comme mesurant les conditions de logement (des valeurs négatives indiquant de meilleures conditions), et les deux premiers facteurs de l'analyse des correspondances multiples (ACM) sur les indicateurs de politique présentés sur la figure IV n'est que d'environ 0.3 et 0.2 respectivement, et n'est pas statistiquement significative, ce qui suggère une relation faible entre le cadre politique et les caractéristiques de logement (tableau 3). Comme le premier facteur de l'ACM peut être interprété comme un indicateur de la variété des instruments de politique utilisés par un pays (des chiffres négatifs impliquant une plus grande variété), la corrélation positive avec la première composante principale suggère une relation entre la portée des politiques de logement et les conditions de logement, mais elle n'est pas statistiquement significative. Il est intéressant de noter que la corrélation entre les conditions de logement et le PIB par habitant est proche de 0.8 et qu'elle est fortement significative, ce qui souligne l'influence du niveau de vie général sur les conditions de logement. Cette analyse synthétique des relations entre les conditions de logement et le cadre politique basée sur l'analyse factorielle révèle une image un peu floue et la nécessité d'une analyse plus qualitative.

La nature binaire des indicateurs de disponibilité pour les huit types d'instruments de politique du logement inclus dans l'ACP est une limite forte, car l'étendue et le montant dépensé pour des mesures de politique similaires peuvent varier considérablement d'un pays à l'autre. Malheureusement, la plupart des indicateurs quantitatifs inclus dans la base de données de l'OCDE sur le logement abordable ne sont disponibles que pour un ensemble relativement restreint de pays, la seule exception concernant les variables relatives aux allocations de logement. Cela empêche une analyse quantitative systématique. Par conséquent, nous avons procédé de manière plus qualitative, en essayant d'analyser les caractéristiques des politiques entre les différents groupes de pays identifiés ci-dessus, même si la petite taille de l'échantillon ne permet pas de réaliser des comparaisons statistiques pertinentes

12. Les taux de personnes sans domicile n'ont pas été inclus dans l'analyse car les données sont fragmentaires et les définitions ne sont pas homogènes entre les pays. Les données disponibles ne montrent pas de schéma clair entre nos groupes de pays. Cependant, des taux relativement élevés de personnes sans domicile ont tendance à prévaloir dans les pays anglo-saxons.

sur les proportions de pays mettant en œuvre chaque mesure de politique du logement¹³.

Sur les quatre instruments de politique du logement utilisés dans la grande majorité des pays de l'échantillon, nous notons quelques différences entre les groupes. Seules la République slovaque et la Slovénie n'offrent pas d'allocations de logement. Les pays des groupes « Est » et « Sud-Centre » dépensent une très faible part de leur PIB en allocations de logement, à l'exception de la République tchèque (tableau 4)¹⁴. Alors que tous les pays des groupes « Ouest » et « Nord » offrent des allocations de logement, les montants engagés diffèrent considérablement. Malgré les récentes réductions des allocations de logement, le Royaume-Uni y consacre 1.4 % de son PIB, de loin le montant le plus important de l'OCDE. Parmi les facteurs à l'origine de ce chiffre élevé figurent des loyers élevés, une proportion relativement élevée de locataires du secteur privé, une grande inégalité des revenus, des mécanismes de fixation des loyers pour les logements abordables (plus de 70 % des bénéficiaires des allocations de logement sont des locataires du secteur subventionné) et la conception de l'aide gouvernementale aux ménages à faible revenu. La Finlande et la France dépensent environ 0.8 % de leur PIB en allocations de logement, en partie pour aider les locataires du secteur social. Les pays méditerranéens du groupe « Ouest », qui ont des taux élevés de propriété, dépensent un montant négligeable en allocations de logement. L'Autriche et l'Irlande se situent dans une position intermédiaire¹⁵. La moitié des pays du groupe « Nord », à savoir le Danemark, l'Allemagne, les Pays-Bas et la Suède, ont des dépenses relativement élevées d'allocations de logement, proches de 0.5 % de leur PIB. Ceci est cohérent avec des États providence étendus et des marchés locatifs intégrés qui accueillent une grande partie de la population. Les dépenses en allocations de logement sont faibles en Norvège et aux États-Unis, en partie en raison des taux élevés de propriété¹⁶.

Après les allocations de logement, les instruments de politique les plus largement utilisés sont le logement social, l'allègement fiscal pour l'accession à la propriété, les prêts hypothécaires subventionnés et les garanties aux acquéreurs. Les intérêts hypothécaires peuvent être déduits du revenu imposable dans tous les pays du groupe « Nord », à l'exception

de l'Allemagne. Les recettes fiscales perdues associées peuvent être substantielles, représentant 0.5 % du PIB aux États-Unis et plus de 2 % aux Pays-Bas¹⁷. La déductibilité des intérêts hypothécaires est également disponible dans les pays du groupe « Ouest », à l'exception de la France et du Royaume-Uni¹⁸. Dans les autres groupes, les intérêts hypothécaires ne sont déductibles fiscalement que dans environ la moitié des pays. Les prêts hypothécaires subventionnés et les garanties ne présentent pas un schéma clair entre les groupes, bien qu'ils soient habituels dans les PECO et souvent absents dans les pays méditerranéens. La plupart des pays ont des logements locatifs sociaux, même si ce statut d'occupation a décliné au cours des dernières décennies. La construction étant relativement limitée dans la plupart des pays, la taille du parc de logements sociaux reflète principalement les évolutions historiques. Au sein de notre échantillon, seules l'Autriche et la France dépensent nettement plus de 0.1 % de leur PIB en aides publiques pour le logement locatif social (respectivement 0.4 % et 0.3 %)¹⁹.

Les quatre autres instruments de politique sont utilisés par moins de la moitié des pays. Les subventions aux acquéreurs immobiliers sont les plus importantes au Chili (0.45 % du PIB) et dans une bien moindre mesure en Autriche, à Chypre et à Malte (environ 0.1 % du PIB). Les subventions pour le développement de la propriété et des logements locatifs abordables sont largement absentes des groupes « Sud-Centre » et « Est ». Aucune tendance nette n'est visible dans les autres groupes, bien que ces subventions se retrouvent dans la plupart des pays anglo-saxons (y compris l'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande). La moitié des pays du

13. En effet, les tests de Fisher ne permettent pas de détecter des différences statistiquement significatives de proportion de pays utilisant un instrument de politique particulier entre les groupes.

14. Les dépenses relativement élevées en allocations de logement en Croatie reflètent en grande partie des montants élevés d'abattement sur les coûts des services associés au logement.

15. Les données ne sont pas disponibles pour la Belgique.

16. En outre, le montant dépensé en bons de logement aux États-Unis est limité par le fait qu'ils ne sont pas des droits. Les données sur les dépenses ne sont pas disponibles pour l'Islande et la Suisse, mais les proportions de bénéficiaires suggèrent des dépenses relativement élevées pour la première et de faibles dépenses pour la seconde.

17. Depuis 2013, la déductibilité des intérêts sur les nouveaux prêts aux Pays-Bas est limitée aux prêts hypothécaires dont le remboursement du principal est régulier sur une période maximale de 30 ans. En outre, le taux d'allègement fiscal est progressivement réduit sur les prêts existants et sur les nouveaux (Kierzenkowski et al., 2014).

18. Depuis 2013, l'Espagne a supprimé la déductibilité des intérêts pour les nouveaux prêts hypothécaires (FMI, 2015).

19. L'Australie, la Corée et la Nouvelle-Zélande, qui ne sont pas intégrées dans notre analyse de données en raison d'une disponibilité insuffisante des données, dépensent également des montants importants en logements sociaux (respectivement 0.3 %, 0.5 % et 0.3 % de leur PIB).

groupe « Nord » ont des programmes d'allègement hypothécaire pour les propriétaires surendettés, tandis que cette proportion est proche d'un quart dans les autres groupes. Bien que les programmes d'allègement soient les plus répandus dans le groupe « Nord », les dépenses consacrées à ceux-ci sont les plus élevées en Hongrie, qui a connu une grave crise hypothécaire après la dépréciation de sa devise en 2008, une grande partie des prêts étant libellés en euros ou en francs suisses.

Discussion et pistes de recherches futures

La classification des systèmes de logement d'après les indicateurs de la base *AHD* identifie clairement quatre groupes de pays. Les pays sont en grande partie classés selon les conditions de logement et la structure des statuts d'occupation. Les conditions de logement sont fortement corrélées au PIB par habitant et tendent à être relativement médiocres en Europe centrale et orientale, même s'il existe des différences significatives au sein de la région, qui se reflètent dans les regroupements différents de notre analyse²⁰. Notre classification de certains PECO avec des pays d'Europe du Sud est cohérente avec les similitudes des structures de logement et d'action sociale entre ces pays, identifiées par Mandić et Mrzel (2017), à l'exception toutefois de la République tchèque. Le cas des PECO semble également être une autre illustration de la relation inverse entre les conditions de logement et l'accessibilité pour les ménages à faible revenu identifiée par Dewilde et De Decker (2016) en Europe occidentale. En moyenne, les conditions de logement relativement médiocres sont assorties d'un niveau d'accessibilité relativement élevé dans les PECO, en partie parce que de nombreux ménages sont propriétaires non accédants²¹. En raison des politiques mises en œuvre pendant la transition des économies socialistes vers les économies de marché, la propriété domine largement dans ces pays, mais le parc de logements est généralement de mauvaise qualité et les ménages ont tendance à avoir des ressources limitées pour investir dans la rénovation. L'amélioration des conditions de logement reste donc un enjeu majeur dans cette région (Rosenfeld, 2015)²².

Notre regroupement des autres pays est globalement cohérent avec les résultats de la littérature, même si notre échantillon de pays et notre nombre de variables sont plus importants

que dans la plupart des autres études. Notre groupe « Nord » comprend le groupe social-démocrate d'Esping-Andersen, mais aussi un certain nombre de pays plus disparates avec des marchés locatifs privés relativement importants. Ces pays ont pour caractéristique commune des marchés locatifs largement intégrés au sens de Kemeny. Dans ces systèmes, les loyers ont tendance à être modérés et la sécurité du statut d'occupation est élevée, conduisant généralement à de meilleures conditions de logement pour les locataires que sur les marchés duaux. À première vue, il est quelque peu surprenant de trouver les États-Unis dans ce groupe. Les limites déjà mentionnées de la variable de statut d'occupation, qui masquent les différences entre locataires des secteurs privé et subventionné dans certains pays peuvent peut-être l'expliquer²³. De même, du fait de la limitation des données, nous n'avons pas pu inclure d'autres pays qui partagent certaines caractéristiques communes de logement avec les États-Unis, comme l'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande. L'intégration de données sur la qualité des logements et du voisinage dans lequel ils sont situés contribuerait probablement aussi à différencier les États-Unis des autres pays du groupe « Nord ». Des travaux supplémentaires seront nécessaires à cet égard. Néanmoins, il convient également de noter qu'au-delà des similitudes des régimes d'action sociale, les États-Unis et le Royaume-Uni ont des systèmes de logement différents (par exemple un important parc de logements sociaux et des dépenses élevées d'allocations de logement au Royaume-Uni ; un allègement fiscal généreux sur les intérêts hypothécaires aux États-Unis). Il n'est donc pas surprenant que ces pays appartiennent à des groupes différents.

Si la distinction entre le groupe « Nord » et le groupe « Ouest » est largement cohérente avec la typologie de Kemeny, on observe quelques différences. Dans la typologie de Kemeny, l'Autriche et la France ont des marchés locatifs intégrés, tandis que la Norvège a un marché locatif dual. Cependant, les arguments en faveur d'une classification du marché locatif

20. Notre regroupement des PECO diffère légèrement des groupes identifiés par Soaita et Dewilde (2017), qui réunissent les États baltes dans un groupe spécifique et tous les autres PECO inclus dans notre étude dans un autre groupe.

21. L'accessibilité est cependant problématique pour les locataires dans de nombreuses grandes villes des PECO.

22. Une dimension importante qui n'est pas incluse dans notre analyse, mais qui renforce le diagnostic est l'efficacité énergétique, qui est particulièrement faible dans les PECO et qui peut entraîner des coûts énergétiques élevés pour les ménages.

23. En particulier au Danemark, aux Pays-Bas et en Suède.

français comme étant intégré sont faibles à l'heure actuelle. La part des ménages dans les logements locatifs privés et dans les subventionnés est respectivement de l'ordre de 24 % et 14 %, et le marché privé est peu réglementé. L'Autriche est difficile à classer, compte tenu notamment des fortes spécificités de la politique du logement de la commune de Vienne par rapport au reste du pays (Reinprecht, 2007). Sur les 15 pays d'Europe occidentale communs aux deux études, nous trouvons des similitudes entre nos groupes et ceux de Dewilde (2017) basés sur des données de 2012, y compris l'identification d'un groupe scandinave, qui comprend également les Pays-Bas et une distinction entre les pays méditerranéens, le Portugal et l'Espagne étant regroupés avec la Belgique, la France et l'Irlande, tandis que la Grèce et l'Italie forment un groupe distinct. Il est intéressant de noter que la classification hiérarchique réalisée par Dewilde sur les données de 1995 réunit tous les pays méditerranéens, tout comme la classification de Hoekstra (2005), qui utilise des données de 2000 et 2001. Ceci suggère que les pays méditerranéens ont divergé depuis le début des années 2000. La classification de Dewilde diffère de la nôtre sur plusieurs points. L'Allemagne est regroupée avec l'Autriche, la Finlande et le Royaume-Uni, plutôt qu'avec les pays scandinaves. Ce groupe se distingue d'un autre contenant des pays de notre groupe « Ouest » (Belgique, France, Irlande, Portugal et Espagne). La scission au sein de notre groupe « Ouest » dans l'analyse de Dewilde s'explique par de meilleures conditions de logement et une charge inférieure du coût du logement pour les ménages jeunes et âgés du deuxième groupe de Dewilde (qui inclut l'Allemagne). L'accent mis par Dewilde sur les ménages jeunes et âgés semble expliquer un regroupement légèrement différent du nôtre, avec un groupe de plus pour une couverture comparable en termes de pays. À l'inverse, Hoekstra (2005), qui utilise six variables plus générales liées au statut d'occupation, au type et à la qualité du logement, ne distingue que deux groupes parmi 12 pays européens, l'un rassemblant les pays méditerranéens et l'autre incluant les pays appartenant à nos groupes « Nord » et « Ouest ».

L'analyse des politiques est limitée par les données manquantes plus nombreuses que sur le contexte du marché du logement, les conditions de logement et l'endettement des ménages, ainsi que par la nature qualitative d'une grande partie des informations

disponibles. Le champ de l'analyse statistique systématique en est limité. Néanmoins, les données de la base *AHD* fournissent une image utile, quoique partielle, des politiques du logement dans les pays de l'OCDE et de l'UE. Premièrement, les groupes de pays que nous avons identifiés à partir du contexte du marché du logement, des conditions de logement et de l'endettement des ménages ne présentent pas de spécificités claires dans leur panoplie de politiques. La plupart des pays utilisent une grande variété d'instruments de politique. Cela peut être dû au poids du passé, car certains instruments sont difficiles à supprimer lorsque de nouveaux instruments sont introduits, à la diversité des problèmes à traiter, ce qui peut nécessiter de nombreux instruments ou à des incohérences dans les systèmes de logement des recouvrements de politiques. Le recueil de données et des études supplémentaires seront nécessaires dans ce domaine. Deuxièmement, les instruments de politique les plus largement utilisés sont les instruments visant la demande, en particulier les allocations de logement et l'aide aux acquéreurs de logement, par le biais d'allégements fiscaux et d'autres types de subventions hypothécaires. La plupart des pays offrent des logements sociaux, mais le parc n'a récemment augmenté que dans quelques pays de l'OCDE (Salvi del Pero *et al.*, 2016)²⁴. Les instruments orientés sur la demande présentent des avantages par rapport aux subventions du côté de l'offre, en particulier en termes d'impact sur la mobilité résidentielle et professionnelle, d'égalité d'accès et de facilité d'administration. Toutefois, si la hausse de la demande de logements locatifs induite par l'allocation de logement ne s'accompagne pas d'un accroissement de l'offre de logements, les loyers augmentent. Cela peut notamment se produire dans les régions avec de fortes contraintes physiques ou réglementaires sur la construction de logements. En effet, les données internationales suggèrent que les subventions du côté de la demande n'ont généralement pas déclenché la réponse de l'offre anticipée par les décideurs politiques. L'accent mis sur les allocations de logement pour aider les ménages à faible revenu en Australie, au Canada, en Nouvelle-Zélande et au Royaume-Uni depuis

24. Entre 2000 et 2015, le nombre de logements locatifs sociaux a augmenté en Autriche, en République tchèque, en Estonie, en France, au Japon (2000-2013), aux Pays-Bas, en Nouvelle-Zélande (2000-2013) et en Norvège. Dans la moitié de ces pays, la part des logements locatifs sociaux a cependant diminué en proportion du parc total de logements. Les hausses ont été fortes en République tchèque et en Estonie, mais à partir de très faibles niveaux de départ (base de données de l'OCDE sur les logements abordables).

les années 1980 ou 1990 s'est accompagné de difficultés croissantes pour les ménages à faible revenu à accéder à un logement adéquat, les politiques ayant peut-être accordé trop peu d'attention aux problèmes du côté de l'offre (MacLennan, 2005). Les politiques favorisant l'aide du côté de la demande ont généralement été incapables de stimuler l'offre, exacerbant les problèmes d'accessibilité et la ségrégation sociale dans de nombreuses économies avancées (Lawson & Milligan, 2007)²⁵. Des études montrent que les allocations de logement augmentent les loyers en Finlande (Kangasharju, 2010 ; Viren, 2013), en France (Laferrière & Le Blanc 2004 ; Fack, 2005), au Royaume-Uni (Gibbons & Manning, 2006) et aux États-Unis (Susin, 2002). Néanmoins, les bons de logement aux États-Unis semblent avoir fourni un logement de qualité équivalente à un coût bien moindre que l'aide au financement de projets de logement (Olsen & Zabel, 2014). On observe des signes de capitalisation des allègements fiscaux sur les intérêts hypothécaires dans les prix des logements dans un panel de 17 pays de l'OCDE²⁶ (Andrews, 2010), dans un échantillon de pays européens²⁷ et aux États-Unis (Damen *et al.*, 2016) et dans des études par pays aux Pays-Bas (Brounen & Neuteboom, 2008), en Suède (Berger *et al.*, 2000) et aux États-Unis (Capozza *et al.*, 1996). L'allègement fiscal des intérêts hypothécaires tend à être socialement régressif, la part de propriétaires augmentant généralement avec le revenu (Andrews *et al.*, 2011), et à augmenter la dette des ménages, qui a fortement évolué à la hausse au cours des deux dernières décennies, créant des vulnérabilités pour les ménages, le système financier et l'économie au sens large (André, 2016). Enfin, la crise des *subprimes* aux États-Unis a montré les limites des politiques visant à promouvoir la propriété des ménages à faible revenu par l'assouplissement des normes de crédit. Plus généralement, la supériorité largement supposée de la propriété sur la location en termes monétaires aux États-Unis a été remise en question (Beracha & Johnson, 2012). La base *AHD* fournit une base de connaissances pour de nouvelles études afin d'améliorer la conception et l'évaluation des politiques de logement. Elle peut notamment être utilisée pour examiner comment les mesures de politique affectent les diverses caractéristiques du logement (par exemple, les conditions de logement, l'accessibilité, la volatilité des prix, la dette hypothécaire et le patrimoine immobilier) dans différents systèmes de logements. L'élargissement de sa couverture en termes d'indicateurs et de pays

permettrait une analyse statistique plus systématique. Compte tenu de l'impact durable des politiques sur l'accessibilité et la qualité du logement, la photographie des politiques du logement à un moment donné dans la base *AHD* devrait être élargie à la dimension temporelle pour permettre une évaluation complète des politiques du logement. D'autres pistes de recherche comprennent l'étude des liens entre les dimensions présentes dans la base *AHD* et les structures du marché hypothécaire, ainsi que des facteurs influençant l'offre de logements, notamment l'aménagement du territoire. □

25. L'étude porte sur la Belgique, le Canada, le Danemark, la France, l'Allemagne, l'Irlande, les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande, la Suisse, le Royaume-Uni et les États-Unis.

26. Australie, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Italie, Irlande, Japon, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Norvège, Espagne, Suède, Suisse, Royaume-Uni et États-Unis.

27. Belgique, Danemark, Finlande, Pays-Bas, Norvège, Suède et Royaume-Uni.

BIBLIOGRAPHIE

- Aalbers, M.B. (2008).** The Financialization of Home and the Mortgage Market Crisis. *Competition & Change*, 12(2), 148–166.
<https://doi.org/10.1179%2F102452908X289802>
- André, C. (2016).** Household debt in OECD countries: Stylised facts and policy issues. *OECD Economics Department Working Papers* N° 1277.
<https://doi.org/10.1787/5jm3xgk1f2-en>
- Andrews, D. (2010).** Real House Prices in OECD Countries: The Role of Demand Shocks and Structural and Policy Factors. *OECD Economics Department Working Papers* N° 831.
<http://dx.doi.org/10.1787/5km33bqzhbzr-en>
- Andrews, D., Caldera Sánchez, A. & Johansson, Å (2011).** Housing Markets and Structural Policies in OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers* N° 836.
<https://doi.org/10.1787/5kgk8t2k9vf3-en>
- Beracha, E. & Johnson, K.H. (2012).** Lessons from Over 30 Years of Buy versus Rent Decisions: Is the American Dream Always Wise? *Real Estate Economics*, 40(2), 217–247.
<https://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6229.2011.00321.x>
- Berger, T., Englund, P., Hendershott, P. H. & Turner, B. (2000).** The Capitalization of Interest Subsidies: Evidence from Sweden. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(2), 199–217.
<https://doi.org/10.2307/2601239>
- Brounen, D. & Neuteboom, P. (2008).** De Effectiviteit van Hypotheekrenteaftrek (Effectivity of mortgage interest deductibility). *Economisch-Statistische Berichten*, 93(4529), 120–121.
<https://www.historischnieuwsblad.nl/nl/artikel/10741/geschiedenis-van-de-hypotheekrenteaftrek.html>
- Capozza, D.R., Green, R.K. & Hendershott, P.H. (1996).** Taxes, Mortgage Borrowing, and Residential Land Prices. In: Aaron H.A. & Gale W.G. (Eds.). *Economic Effects of Fundamental Tax Reform*, 171-210. Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Castles F. G. (1998).** The Really Big Trade-Off: Home Ownership and the Welfare State in the New World and the Old. *Acta Politica*, 33(1), 5–19.
<https://doi.org/10.1080/14036090510032727>
- Crook, T. & Kemp, P.A. (Ed.) (2014).** *Private Rental Housing, Comparative Perspectives*. Cheltenham: Edward Elgar publishing.
- Damen, S., Vastmans, F. & Buyst E. (2016).** The Effect of Mortgage Interest Deduction and Mortgage Characteristics on House Prices. *Journal of Housing Economics*, 34, 15–29.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2016.06.002>
- Dewilde, C. (2015).** What Have ECHP and EU-SILC to Contribute to the Comparative Study of Housing? *Critical Housing Analysis*, 2(2), 19–26.
<https://doi.org/10.13060/23362839.2015.3.3.238>
- Dewilde, C. (2017).** Do housing regimes matter? Assessing the concept of housing regimes through configurations of housing outcomes. *International Journal of Social Welfare*, 26(4), 384–404.
<https://doi.org/10.1111/ijsw.12261>
- Dewilde, C. & De Decker, P. (2016).** Changing Inequalities in Housing Outcomes across Western Europe. *Housing, Theory and Society*, 33(2), 121–161.
<https://doi.org/10.1080/14036096.2015.1109545>
- Doling, J. (1999).** De-commodification and Welfare: Evaluating Housing Systems. *Housing, Theory and Society*, 16(4), 156–164.
<https://doi.org/10.1080/14036099950149884>
- Doling, J. & Ronald, R. (2010).** Home ownership and asset-based welfare. *Journal of Housing and the Built Environment*, 25(2), 165–173.
<https://doi.org/10.1007/s10901-009-9177-6>
- Donnison, D. (1967).** *The Government of Housing*. London: Penguin Books.
- Donnison, D. & Ungerson, C. (1982).** *Housing Policy*. London: Penguin Books.
- Esping-Andersen, G. (1990).** *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Fack, G. (2005).** Pourquoi les ménages à bas revenus paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? *Économie et Statistique*, 381-382, 17–40.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376573/es381-382b.pdf>
- FMI (2015).** IMF Multi-Country Report Housing Recoveries: Cluster Report on Denmark, Ireland, Kingdom of The Netherlands – The Netherlands, and Spain. *IMF Country Report* N° 15/1.
https://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/scr/2015/_cr1501.ashx

- Gibbons, S. & Manning, M. (2006).** The incidence of U.K. housing benefit: Evidence from the 1990s reforms. *Journal of Public Economics*, 90(4-5), 799–822.
<http://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.01.002>
- Harloe, M. (1995).** *The People's Home? Social Rented Housing in Europe and America*. Oxford: Basil Blackwell.
- Hegedüs, J., Lux, M. & Sunega, P. (2011).** Decline and Depression: The Impact of the Global Economic Crisis on Housing Markets in Two Post-Socialist States. *Journal of Housing and the Built Environment*, 26(3), 315–333.
<https://doi.org/10.1007/s10901-011-9228-7>
- Hoekstra, J. (2003).** Housing and the welfare state in the Netherlands, An application of Esping-Andersen's typology. *Housing, Theory and Society*, 20(2), 58–71.
<https://doi.org/10.1080/14036090310000634>
- Hoekstra, J. (2005).** Is there a connection between welfare state regime and dwelling type? An exploratory statistical analysis. *Housing Studies*, 20(3), 475–495.
<https://doi.org/10.1080/02673030500062509>
- Hoekstra, J. (2009).** Two types of rental system? An exploratory empirical test of Kemeny's rental system typology. *Urban Studies*, 46(1), 45–62.
<https://doi.org/10.1177/026730300908098636>
- Hoekstra, J. (2010).** Divergence in European welfare and housing systems. *Sustainable Urban Areas* N° 38. Amsterdam: Delft University Press, IOS Press BV.
- Kangasharju, A. (2010).** Housing Allowance and the Rent of Low-income Households. *The Scandinavian Journal of Economics*, 112(3), 595–617.
<https://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9442.2010.01615.x>
- Kemeny, J. (1992).** *Housing and Social Theory*. London: Routledge.
- Kemeny, J. (1995).** *From Public Housing to the Social Market. Rental Policy, Strategies in comparative perspective*. London: Routledge.
- Kemeny, J. & Lowe, S. (1998).** Schools of Comparative Housing Research: From Convergence to Divergence. *Housing Studies*, 13(2), 161–176.
<https://doi.org/10.1080/02673039883380>
- Kemeny, J. (2005).** “The Really Big Trade-Off” between Home Ownership and Welfare: Castles' Evaluation of the 1980 Thesis, and a Reformulation 25 Years on. *Housing, Theory and Society*, 22(2), 59–75.
<https://doi.org/10.1080/14036090510032727>
- Kemeny, J. (2006).** Corporatism and Housing Regimes. *Housing, Theory and Society*, 23(1), 1–18.
<https://doi.org/10.1080/14036090500375423>
- Kierzenkowski, R., Havrylchyk, O. & Beynet, P. (2014).** Making the Banking Sector More Resilient and Reducing Household Debt in the Netherlands. *OECD Economics Department Working Papers* N° 1156.
<https://doi.org/10.1787/5jxz9z0fhcwj-en>
- Laferrière, A. & Le Blanc, D. (2004).** How do housing allowances affect rents? An empirical analysis of the French case. *Journal of Housing Economics*, 13(1), 36–67.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.02.001>
- Lawson, J. & Milligan, V. (2007).** International trends in housing and policy responses. *AHURI Final Report* N° 110.
https://www.ahuri.edu.au/_data/assets/pdf_file/0012/2136/AHURI_Final_Report_No110_International_trends_in_housing_and_policy_responses.pdf
- MacLennan, D. (2005).** *Housing policies: New times, new foundations*. York: Joseph Rowntree Foundation.
<https://www.jrf.org.uk/report/housing-policies-new-times-new-foundations>
- Mandič, S. & Mrzel, M. (2017).** Home ownership in post-socialist countries: the negative impact of the transition period on old-age welfare. In: Dewilde, C. & Ronald, R. (Eds.), *Housing wealth and welfare*, chap. 8, pp. 189–213. Cheltenham: Edward Elgar publishing.
<https://doi.org/10.4337/9781785360961.00018>
- Olsen, E. O. & Zabel, J. E. (2015).** US Housing Policy. In: Duranton, G., Henderson, J. V. & Strange, W. C. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5, chap. 14, pp. 887–986. Amsterdam: North Holland.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59531-7.00014-4>
- Pittini, A. & Laino, E. (2012).** *Housing Europe Review 2012*. Bruxelles: CECODHAS Housing Europe.
- Reinprecht, C. (2007).** Social Housing in Austria. In: Whitehead C. & Scanlon K. (Eds.), *Social Housing in Europe*, chap. 5, pp. 35–43 London: London School of Economics and Political Science.
- Rosenfeld, O. (2015).** *Social Housing in the UNECE Region: Models, Trends and Challenges*. Geneva: United Nations, Economic Commission for Europe.
https://www.unece.org/fileadmin/DAM/hlm/documents/Publications/Social_Housing_in_UNECE_region.pdf

- Salvi del Pero, A., Adema, W., Ferraro, V. & Frey, V. (2016).** Policies to Promote Access to Good-Quality Affordable Housing in OECD Countries. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* N° 176.
<https://doi.org/10.1787/5jm3p5gl4djd-en>
- Soaita, A. M. & Dewilde, C. (2017).** A Critical-Realist View of Housing Quality within the Post-Communist EU States: Progressing towards a Middle-Range Explanation. *Housing, Theory and Society*, 1–32.
<https://doi.org/10.1080/14036096.2017.1383934>
- Steinmetz, H. (2015).** Les politiques du logement en Europe: comparaisons. *Cahiers français*, 388, 8–14.
http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/libris/3303330403884/3303330403884_EX.pdf
- Stephens, M. (2016).** Using Esping-Andersen and Kemeny's Welfare and Housing Regimes in Comparative Housing Research. *Critical Housing Analysis*, 3(1), 19–29.
<https://doi.org/10.13060/23362839.2016.3.1.250>
- Stephens, M. & Fitzpatrick, S. (2007).** Welfare Regimes, Housing Systems and Homelessness: How are they linked? *European Journal of Homelessness*, 1, 201–211.
https://www.feantsaresearch.org/download/ejh_vol1_thinkpiece15730722341054309703.pdf
- Susin, S. (2002).** Rent Vouchers and the Price of Low-Income Housing. *Journal of Public Economics*, 83(1), 109–152.
[https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(01\)00081-0](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(01)00081-0)
- Torgersen, U. (1987).** Housing: The Wobbly Pillar under the Welfare State. In: Turner, B., Kemeny, J. & Lundqvist, L. J. (Eds.), *Between State and Market: Housing in the Post-Industrial Era*, pp. 116–126. Göteborg: Almqvist & Wiksell.
- Van der Heijden, H. (2013).** West European Housing Systems in a Comparative Perspective. *Sustainable Urban Areas* N° 46. Amsterdam: Delft University Press, IOS Press BV.
- Viren, M. (2013).** Is the housing allowance shifted to rental prices? *Empirical Economics*, 44(3), 1497–1518.
<https://doi.org/10.1007/s00181-012-0589-x>
-

Commentaire

Sur la construction de typologies des systèmes de logement dans l'OCDE

Comment – On building typologies of housing systems in the OECD

Commentaire sur l'article « *Building a typology of housing systems to inform policies in OECD and EU member states* » par Christophe André et Thomas Chalaux

Christine M. E. Whitehead*

Résumé – Ce commentaire propose d'abord une discussion de l'article de C. André et T. Chalaux, la première grande étude fondée sur la nouvelle base de données de l'OCDE sur le logement abordable (*AHD, Affordable Housing Database*). Les auteurs utilisent des techniques statistiques pour élaborer une typologie des pays de l'OCDE, principalement basée sur des variables caractérisant le marché et les politiques du logement, qui permet de décrire comment ces caractéristiques varient d'un pays à l'autre, et peuvent servir de base pour de nouvelles analyses comparatives. Ce commentaire commence par souligner les points forts des données, de la méthodologie et des résultats découlant de leur analyse, puis examine la typologie qui en résulte et la manière dont elle pourrait être utilisée. On se tourne ensuite vers deux autres recherches qui ont donné lieu à des typologies basées sur des politiques du logement spécifiques. Dans la première, l'*AHD* a fourni un point de départ précieux pour une analyse comparative qualitative détaillée des filets de sécurité pour les accédants à la propriété. Dans la seconde, des données plus larges de l'OCDE ont permis de poser la question du rôle des réglementations sur l'accès des jeunes ménages à la propriété.

Abstract – *This comment discusses the article by C. André and T. Chalaux, the first major piece of work based on the new OECD Affordable Housing Database (AHD). The authors use statistical techniques to develop a typology of OECD countries based mainly on housing market and policy variables which both helps to describe how attributes vary across countries and can form a basis for further comparative analyses. The paper starts by commenting on the strengths of the data, methodology and outputs arising from their analysis and goes on to discuss the attributes of the resultant typology and what they mean for how the typology might be used. The paper then goes on to discuss two pieces of research that generated topic specific typologies, the first where the AHD provided a valuable starting point for a more detailed qualitative comparative analysis of a particular housing policy – safety nets for mortgagors – and another where broader OECD based data helped to define the problem of whether increased regulation was limiting access to homeownership among younger households.*

Codes JEL / JEL Classification : G15, I38, R28, R38

Mots-clés : logement, politique gouvernementale, hypothèques, réglementation, réglementation, analyse comparative
Keywords: housing, government policy, mortgages, regulation, comparative analysis

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.

* London School of Economics (c.m.e.whitehead@lse.ac.uk)

Reçu le 17 septembre 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

To cite this article: Whitehead, C. M. E. (2018). Comment – On building typologies of housing systems in the OECD. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 37–43.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1944>

L'article de C. André et T. Chalaux

Le point de départ de « Construire une typologie des systèmes de logement pour éclairer les politiques dans les États membres de l'OCDE et de l'UE » est la publication en 2017 de la base de données de l'OCDE sur le logement abordable (*AHD, Affordable Housing Database*)¹, qui a été développée pour aider les pays à assurer le suivi de l'accès au logement abordable de bonne qualité, et renforcer la base de connaissances pour évaluer les politiques. La base de données comprend des indicateurs des pays de l'OCDE et des États membres de l'UE, regroupés selon trois dimensions principales : le contexte du marché du logement, les conditions de logement et les politiques publiques en matière de logement abordable.

L'article propose une deuxième étape pour rendre cette base de données opérationnelle : la construction d'une typologie des systèmes de logement, utilisant l'analyse en composantes principales et des techniques de classification (*clusters*) basées sur les caractéristiques du marché du logement et les indicateurs des conditions de logement de la base de données complétées par d'autres données de l'OCDE, notamment sur l'endettement des ménages. L'objectif d'une telle typologie est de fournir un outil que les chercheurs peuvent d'abord utiliser pour décrire et regrouper les principales caractéristiques des systèmes de logement dans les différents pays, et éventuellement pour évaluer l'importance relative des conditions économiques et d'autres facteurs dans le succès de certaines politiques du logement.

L'article suit un chemin assez bien tracé, en particulier dans le contexte européen, pour lequel il existe déjà diverses typologies (notamment Epsing-Andersen, 1990 ; Kemeny, 1992, 1995 ; Kemeny & Lowe, 1998). Ces approches ont été utilisées pour mettre en évidence la convergence ou la divergence des politiques et des résultats en matière de logement, ainsi que le rôle des structures sociales et des choix idéologiques sur ces résultats, notamment dans la perspective des systèmes de protection sociale et des caractéristiques du secteur locatif. Ici, les auteurs prennent néanmoins un certain recul par rapport à ces débats et ne cherchent qu'à identifier les tendances et les attributs des regroupements qui émergent. En tant que telle, leur typologie est un outil pour d'autres recherches plutôt que pour tirer, à ce stade, des conclusions, par exemple sur des questions telles que la dépendance au passé ou les mérites relatifs des différents systèmes identifiés.

La méthodologie utilisée pour élaborer la typologie est simple et bien mise en œuvre, mais elle est utilisée d'une manière particulièrement prudente et exhaustive. Les données utilisées proviennent principalement de la nouvelle base de données qui se concentre sur trois domaines principaux : le contexte du marché du logement (une utilisation intéressante du terme marché?) ; les conditions de logement, en termes d'accessibilité financière, de qualité et, dans une certaine mesure, d'accès au logement, mais en se concentrant sur le sans-abrisme ; les politiques publiques, notamment le soutien financier selon le statut d'occupation des logements, l'offre de logements sociaux, et la législation sur les loyers et la sécurité d'occupation. Il y a manifestement des lacunes, voire des inexactitudes, dans les données recueillies auprès des experts nationaux, en particulier sur des questions plutôt générales, dont la formulation peut ne pas être claire pour l'expert du pays qui remplit le formulaire, ou lorsque le pays en question utilise des définitions et des variables qui lui sont propres. Certaines définitions particulièrement difficiles – telles que la situation du logement social en Suède – sont identifiées. Dans l'ensemble, la base de données constitue une riche source d'informations, mais qui ne peuvent être que le point de départ pour mener des recherches sur un pays donné ou des analyses comparatives sur des questions particulières. Toutefois, à ce stade, André et Chalaux cherchent uniquement à savoir si les données permettent d'identifier des groupes de pays qui peuvent être clairement distingués les uns des autres grâce à des techniques statistiques.

De tels regroupements sont en effet identifiés, sur la base de vingt-cinq pays membres de l'OCDE. La typologie qui en résulte est généralement cohérente avec d'autres recherches – lesquelles, dans l'ensemble, utilisent moins de variables et un plus petit nombre de pays, principalement européens. Quatre groupes se dégagent de l'analyse : « le Nord », qui couvre la majeure partie de l'Europe du nord, dont l'Allemagne et la Suisse, mais aussi les États-Unis, caractérisés par des niveaux élevés de logement locatif privé et un endettement généralement élevé des ménages ; « l'Ouest », avec la France, le Royaume-Uni, l'Irlande et les pays du sud-ouest européen ainsi que la Finlande et l'Autriche, où le taux de propriété est relativement élevé et le logement social plus fréquent ; « le Centre-Sud », qui compte des pays méditerranéens comme l'Italie et la Grèce,

1. Base de données de l'OCDE sur le logement abordable (2017) : <http://www.oecd.org/social/affordable-housing-database.htm>

ainsi que les pays d'Europe de l'est comme la République tchèque, l'Estonie et la Slovénie – où les niveaux élevés de propriété sans hypothèque dominant – bien que pour des raisons différentes ; et « l'Est », avec la Hongrie, la Lettonie, la Pologne et la Slovaquie – qui se distingue également par un taux de propriété sans hypothèque élevé, mais aussi par des conditions de logement plus mauvaises. Les deux derniers groupes sont clairement différenciés par l'analyse statistique mais possèdent de nombreux points communs. Sept autres pays pour lesquels les données sont plus limitées sont ensuite ajoutés, sans modifier le tableau de base.

Il est intéressant de noter l'importance du statut d'occupation du logement dans la typologie. Cela soulève certaines questions d'interprétation, notamment en ce qui concerne l'inclusion de l'Allemagne et des États-Unis dans la catégorie Nord. Cela peut s'expliquer en partie par le fait que d'autres pays anglo-saxons comme l'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande ne sont pas inclus dans l'analyse en raison du manque de données dans l'*ADH*. Cependant, le problème de fond est que si ces pays ont des proportions relativement élevées de locations dans le secteur privé, les caractéristiques de leurs systèmes locatifs sont complètement différentes (avec une régulation des loyers et une sécurité d'occupation illimitée en Allemagne – comme c'est le cas pour la plupart des pays du groupe, tandis que les États-Unis se distinguent par des locations de courte durée et des loyers généralement déterminés par le marché) (Whitehead *et al.*, 2012 ; Scanlon & Whitehead, 2014). Les résultats soulèvent au moins trois questions en ce qui concerne leur robustesse – et donc la suite à donner à la typologie. Premièrement, bien que, comme nous l'avons déjà mentionné, la typologie soit généralement cohérente avec les recherches antérieures employant des méthodologies semblables, elle diffère quelque peu d'autres classifications reposant davantage sur la gouvernance, les cadres réglementaires et une approche économique que sur des variables propres au logement. Dans ce contexte, par exemple, *Milestone in European Housing Finance* (Lunde & Whitehead, 2016) identifie cinq catégories – anglo-saxonne ; scandinave, largement définie pour inclure les Pays-Bas et parfois la France ; systèmes corporatistes, notamment l'Allemagne et l'Autriche ; pays de l'ancien bloc de l'Est ; et Europe du Sud. Ce type d'approche placerait presque certainement les États-Unis dans une catégorie différente, celle des anglo-saxons, plutôt que celle des Allemands. De même, la France se trouverait dans la catégorie Europe du Nord.

Deuxièmement, le niveau approprié d'analyse à des fins de typologie est-il celui du système de logement (comme cela est sous-entendu ici) ou, étant donné que le logement est tellement affecté par des facteurs macroéconomiques et autres, les variables spécifiques du système de logement devraient-elles être complétées, voire remplacées, par davantage de variables reflétant le contexte dans lequel sont prises les décisions de logement ? De ce point de vue, il convient de noter que l'analyse des corrélations fait apparaître une relation beaucoup plus forte entre le PIB par habitant et les conditions de logement qu'entre les politiques du logement et ces conditions – mais également que le PIB par habitant n'est pas étroitement lié à l'utilisation des instruments politiques. Troisièmement, la typologie est-elle susceptible de rester stable dans le temps ? Là encore, le financement du logement apporte un exemple. Dans Lunde et Whitehead (2014, 2016), les groupes sont identifiés au début et à la fin de la période, en fonction non seulement de l'évolution des systèmes financiers mais aussi des résultats obtenus depuis la crise financière mondiale. Il n'est pas surprenant que les raisons du succès ou de l'échec des politiques de logement, pour les groupes actuels, bien que reflétant dans une certaine mesure la catégorisation initiale, varient grandement tant au sein des groupes identifiés qu'entre ces derniers. Les recherches qui se concentrent sur la position d'un seul pays ou d'un plus petit nombre de pays dans une typologie globale montrent également que les résultats sont souvent imprévisibles sur la base de la typologie initiale (Tutin & Vorms, 2014 ; Priemus & Whitehead, 2014 ; Scanlon *et al.*, 2011).

Il est important de souligner que les auteurs ne revendiquent rien de plus que de montrer qu'une catégorisation statistique claire peut être établie à partir de l'*AHD*. Il appartient à d'autres chercheurs d'utiliser ce matériau pour l'étude de questions particulières relatives au logement.

Le présent commentaire donne maintenant deux exemples de recherche pour lesquels les données et la typologie pourraient constituer des intrants utiles – l'un pour lequel certaines des données de l'*AHD* ont déjà été utilisées et l'autre dont le potentiel pourrait être considérable à mesure que la base de données sera élargie.

Les filets de sécurité pour les accédants à la propriété

Dans le cadre d'une étude sur l'évolution des filets de sécurité pour les prêts hypothécaires

au Royaume-Uni (Williams *et al.*, 2017), leur fonctionnement a été examiné dans un certain nombre de pays de l'OCDE. Notre point de départ était les données de l'*AHD*, qui fournissent des informations sur les allocations de logement pour tous les statuts d'occupation des logements et sur les dépenses publiques en faveur de l'accès à la propriété.

Utilisation de la base de données sur le logement abordable

La base de données sur le logement abordable a montré qu'environ 33 pays de l'OCDE, dont 25 situés en Europe, avaient mis en place certaines formes d'allocations de logement pour les ménages à faible revenu dans le secteur locatif. Cependant, seulement la moitié de ces pays avaient mis en place des allocations de logement pour les propriétaires-occupants à faible revenu² (dont 12 des 25 pays européens). Un autre pays (le Danemark) n'en proposait que pour les personnes âgées ; un autre, la Suisse, proposait des allocations uniquement dans certains cantons.

La base de données³ distingue les dépenses publiques d'aide financière aux accédants en trois catégories : (i) les subventions – qui visent principalement à faciliter l'accès à la propriété pour les primo-accédants ; (ii) les subventions et garanties hypothécaires qui visent à réduire les coûts des taux d'intérêt en fournissant un soutien potentiel et (iii) les allègements fiscaux sur les crédits hypothécaires pour les accédants surendettés, avec des aides et diverses mesures pour éviter la saisie des logements des ménages en difficulté financière. Les données montrent que 8 pays européens⁴, ainsi que le Canada, la Nouvelle-Zélande et les États-Unis, utilisent des formes de garantie hypothécaire, mais celles-ci favorisent l'accès à la propriété surtout parce qu'elles réduisent les risques pour les prêteurs. Seuls 8 pays – l'Australie, la Hongrie, l'Irlande, le Japon, les Pays-Bas, la Norvège, le Portugal et les États-Unis – ont effectivement répondu à la question sur l'aide aux emprunteurs en difficulté financière⁵. Ils ont décrit des régimes particuliers, notamment des aides pour le paiement des intérêts hypothécaires, des aides pour le remboursement des arriérés, des reports de paiements, le rachat de crédit et des systèmes de transformation de prêts hypothécaires en loyers, permettant d'éviter la perte du logement. L'analyse montre également qu'il n'est pas facile de classer les types de support par catégorie ; de nombreux pays disposent d'un grand nombre d'outils d'intervention (qui ne sont pas tous listés) sans qu'il soit possible d'obtenir des informations sur le niveau des aides fournies.

Quelques exemples plus détaillés

Nous avons également interrogé divers experts nationaux sur le cas de leur pays en ce qui concerne trois groupes de politiques : les approches traditionnelles mises en place par les politiques publiques pour soutenir les revenus ou prendre en compte les changements dans les circonstances individuelles ; les mesures à court terme mises en place par le gouvernement et/ou les professionnels du secteur lorsque le marché hypothécaire connaissait des problèmes majeurs ; et les changements réglementaires à long terme visant à garantir que les accédants puissent maintenir leur hypothèque lorsque les circonstances changent.

Les réponses des experts ont montré que les allocations de logement ne sont généralement pas accessibles aux propriétaires occupants. Le cas de ces ménages relève plutôt des politiques plus générales de soutien du revenu – mais aussi des initiatives des professionnels du secteur. Toutefois, dans de nombreux pays d'Europe occidentale, les niveaux de prestations de chômage, en particulier celles qui sont liées aux niveaux de revenus antérieurs, sont relativement élevés et sont donc considérés comme supprimant la nécessité de mesures spécifiquement liées aux coûts des emprunts hypothécaires (Ditch *et al.*, 2001).

En matière de réponse aux crises, les pays semblent se répartir en trois grandes catégories :

- les pays, tels que l'Allemagne, la République tchèque, le Canada et, dans une moindre mesure, la France, la Slovaquie et la Suède, qui ont connu peu de problèmes d'emprunts hypothécaires dans le passé et où la crise financière mondiale a eu peu d'effet sur le marché. Dans ces pays, peu ou rien n'a changé en ce qui concerne la façon dont l'individu est traité face à des problèmes inattendus ;
- ceux ayant connu des crises – notamment l'Australie, le Portugal et la Suède, mais aussi le Royaume-Uni – où les politiques mises en place en réponse semblaient relativement adéquates après la crise financière mondiale ;

2. Ces allocations étaient largement répandues dans les groupes de l'OCDE, dont l'Autriche, Chypre, la République tchèque, la Finlande, la France, la Grèce, la Lettonie, la Norvège, la Pologne, la Suède et le Royaume-Uni.

3. Cf. tableau PH2-1 Dépenses publiques en subventions et soutien financier à l'accès à la propriété.

4. Cf. tableau PH2-1.2 Croatie, Estonie, Finlande, Lettonie, Luxembourg, Pays-Bas, Suède et Royaume-Uni.

5. Cf. tableau PH2.1.3 Allègement fiscal hypothécaire pour les propriétaires surendettés : aperçu des mesures existantes.

- les pays – allant des extrêmes comme l'Espagne et de l'Irlande, mais incluant aussi des pays plus stables comme les Pays-Bas et les États-Unis – qui ont souffert de graves problèmes sur le marché du logement associés à des difficultés économiques et financières plus fondamentales à la suite de la crise financière mondiale. Dans ces pays, les gouvernements mettent généralement en place diverses mesures, souvent précipitées, pour limiter les saisies, restructurer les paiements hypothécaires et parfois transférer le ménage ou le logement dans le secteur locatif.

Enfin, l'évolution de la réglementation en matière de macro-stabilisation depuis 2008 a été relativement comparable d'un pays à l'autre. L'accent a surtout été mis sur la limitation de la capacité des prêteurs d'accorder des prêts à plus haut risque, ou d'en accroître le coût pour les institutions de crédit. Ces contraintes affectent à leur tour la distribution de crédit hypothécaire et ont donc un impact sur les risques futurs. Cela pourrait réduire la nécessité de mettre en place des filets de sécurité, du moins en ce qui concerne le marché hypothécaire.

Dans l'ensemble, les données suggèrent que, lorsque les paiements des intérêts d'emprunts hypothécaires ont du retard, l'approche la plus courante consiste à s'assurer que des négociations entre le prêteur hypothécaire et l'emprunteur débouchent sur la rééchelonnement des paiements, par exemple pour prolonger l'hypothèque et reporter les paiements à une période où l'emprunteur sera en mesure de payer. Les subventions aux particuliers sont rares et, lorsqu'elles existent, elles peuvent devoir être financées par les professionnels du secteur.

Pertinence à l'égard de la typologie

Il y a probablement trois messages principaux à retenir en relation avec la typologie d'André et Chaux :

- les exemples présentés suggèrent que le rôle des pressions économiques et des politiques macroéconomiques est important, relativement aux politiques du logement, dans la détermination des résultats en matière de logement ;
- ils suggèrent également que, si la typologie est basée principalement sur le marché du logement et les variables de la politique du logement, elle risque d'être assez instable face aux changements macroéconomiques. Ainsi, par exemple,

dans le contexte du financement du logement examiné ici, il est extrêmement peu probable que les États-Unis et l'Allemagne fassent partie du même groupe, tandis que la France et l'Autriche ressemblent aux deux autres pays du groupe « occidental » ;

- troisièmement, la base de données elle-même ne peut pas – et n'est pas destinée à – fournir le niveau de détail qui permettrait l'analyse de questions précises en matière de logement, mais elle est un point de départ utile, comme c'était le cas dans la recherche présentée ici.

L'accès à la propriété des jeunes ménages

On aurait pu s'attendre à ce qu'un autre projet entrepris pour l'OCDE en 2017, sur la question de savoir si les changements apportés à la réglementation hypothécaire ont eu un impact sur la capacité des jeunes d'accéder à la propriété (Whitehead & Williams, 2017), ait pu s'appuyer sur la base de données sur le logement abordable. Dans la pratique, cependant, les données les plus pertinentes de l'OCDE proviennent des *Panorama de la société* (OCDE, 2016 et années antérieures), qui comprennent des informations sur la proportion de jeunes de moins de 30 ans vivant avec leurs parents et sur les taux d'emploi de ce groupe.

Les données font apparaître que, dans 23 pays, la proportion de jeunes de moins de 30 ans vivant avec leurs parents était supérieure à la moyenne de l'OCDE (un peu moins de 60 %) en 2014. Elles montrent également que sept des neuf premiers pays se trouvaient dans les groupes « Centre-Sud » et « Est » de la typologie d'André et Chaux, les deux autres étant l'Espagne et le Portugal. Il est important de noter que la proportion de jeunes adultes vivant avec leurs parents dans les pays de l'OCDE a augmenté depuis 2007, l'Italie, la Hongrie, la Grèce et la France étant parmi ceux qui ont enregistré les plus fortes augmentations. Les données sur les taux d'emploi des jeunes suggèrent une situation similaire – le nombre d'emplois occupés par ce groupe d'âge a diminué de 8 % en moyenne depuis 2007 ; mais la baisse a été d'un quart ou plus dans sept pays, tous sauf un (l'Irlande) étant des pays où la hausse de la part de jeunes vivant avec leurs parents a été la plus importante, et tous appartenant aux groupes « Centre-Sud » et « Est » de la typologie d'André et Chaux. Ces résultats ont sans aucun doute été l'une des raisons pour lesquelles la recherche a été commandée.

Dans la pratique, cependant, la base de données sur le logement abordable ne présentait que peu d'intérêt pour ce projet particulier, à l'exception des données sur les politiques d'accès à la propriété, qui ont permis d'identifier certaines politiques favorisant l'accès à la propriété. En particulier, les informations sur la réglementation sont limitées au secteur locatif. En conséquence, la recherche reposait dans une large mesure sur des données provenant d'autres sources et sur les experts nationaux, ainsi que les données statistiques et autres qu'ils pouvaient fournir.

Une fois de plus, une typologie spécifique a été élaborée dans cette recherche, distinguant les pays en fonction de l'ampleur de l'impact de la crise financière mondiale, de l'évolution des prêts et de la mesure dans laquelle la réglementation hypothécaire avait changé – allant de pays comme l'Allemagne et la Slovaquie où la réglementation était pratiquement inchangée et où les prêts avaient augmenté depuis la crise financière mondiale à des pays comme la Grèce et la Hongrie où les prêts étaient toujours quasiment inexistantes et où les changements de réglementation étaient plus généraux ; entre ces deux extrêmes, les autres pays se sont davantage concentrés sur la réglementation du crédit immobilier, avec des conséquences sur le niveau du crédit et les conditions d'octroi.

L'un des principaux problèmes tenait au niveau de l'apport personnel requis. De ce point de vue, il y a quatre raisons distinctes pour lesquelles il est devenu plus difficile d'épargner en vue d'une acquisition, outre les changements de la réglementation : l'augmentation des loyers privés rend la possibilité d'épargner plus difficile pour les propriétaires potentiels ; les revenus réels, notamment ceux des jeunes, ont souvent diminué, ce qui rend l'épargne plus difficile ; les taux d'intérêt versés aux épargnants ont diminué, ce qui compromet les possibilités d'atteindre un niveau donné d'apport personnel ; le prix des logements a souvent augmenté et les exigences d'apport personnel sont donc plus élevées. L'importance de l'aide parentale s'est nettement accrue, mais dans un certain nombre de pays où le chômage est élevé et les revenus en baisse, la capacité familiale a également diminué.

Même si, dans la plupart des pays, les gens parviennent à épargner pour atteindre le niveau requis d'apport personnel (lui-même augmenté par la réglementation), il reste nécessaire d'avoir un emploi permanent afin d'obtenir un emprunt hypothécaire. Mais la proportion de jeunes bénéficiant de la sécurité de l'emploi est en baisse.

Un groupe croissant de propriétaires occupants potentiels n'aurait donc généralement pas été en mesure d'accéder à la propriété.

D'autres problèmes sont liés à la capacité de remboursement : le chômage et la précarité de l'emploi ont augmenté rapidement, surtout chez les jeunes, tandis que les revenus réels ont souvent baissé. Dans ces conditions, la location devient un choix logique en raison de sa flexibilité. De même, les attitudes individuelles à l'égard du risque semblent être devenues plus prudentes. Il semble donc que la demande ait diminué plutôt que d'avoir été limitée uniquement par la réglementation.

Dans l'ensemble, donc, bien que la réglementation ait un impact direct sur l'accès au crédit hypothécaire dans la plupart des pays inclus dans l'analyse, il existe de nombreuses autres raisons pour lesquelles les ménages plus jeunes ont plus de difficultés à accéder à la propriété.

Conclusions

« Construire une typologie des systèmes de logement pour éclairer les politiques des États membres de l'OCDE et de l'UE » présente de nombreuses qualités. L'une des plus importantes est de contribuer à faire connaître la nouvelle base de données de l'OCDE sur le logement abordable, addition notable aux données offertes par l'OCDE, à un plus large public. Même si l'*AHD* présente manifestement quelques lacunes, sa diffusion incitera très probablement les pays membres à améliorer leurs propres données.

La typologie présentée par André et Chalaux – fondée sur l'analyse en composantes principales et les techniques de classification – identifie quatre groupes de pays de l'OCDE. Cependant, le résultat le plus immédiatement important est peut-être une simple analyse des corrélations, qui suggère que les facteurs du marché sont beaucoup plus étroitement corrélés aux résultats que les politiques du logement. Cela peut s'expliquer en partie par des lacunes des données – en particulier, il n'existe aucune information sur l'ampleur des interventions publiques, et les données disponibles suggèrent que toutes les formes d'intervention n'ont pas été répertoriées. Mais cela reflète également l'opinion partagée par de nombreux chercheurs, selon laquelle le logement est plus affecté par l'environnement économique au sens large que par des interventions spécifiques au logement.

Cependant, il est important de souligner que les techniques utilisées ne sont pas basées sur des hypothèses et ne disent rien des causalités. La plus grande question dans ces conditions est donc de savoir si les variables retenues dans l'analyse constituent un bon point de départ pour des analyses plus approfondies au niveau des individus. Les deux autres recherches sur des questions spécifiques discutées dans le présent document utilisent ainsi les données de l'OCDE comme point de départ, mais passent ensuite à une analyse plus qualitative qui génère des typologies spécifiques aux questions traitées plutôt que basées sur les données comme celle présentée par André et Chalaux.

Il est moins évident que la typologie spécifique générée puisse être utilisée à d'autres fins que comme un point de départ pour la discussion. Bien qu'elle soit plutôt cohérente avec des typologies antérieures plus « politiques » (par exemple Esping-Andersen, 1990 ; Kemeny, 1992, 1995 ; Kemeny & Lowe, 1998), cela peut

en soi être un sujet de préoccupation car la réalité du logement a changé rapidement depuis que ces typologies ont été élaborées. On peut s'attendre à ce que les typologies changent avec le temps, et aussi à mesure que de nouvelles variables sont prises en compte dans leur construction.

Le fait que les variables économiques et sociales plus générales semblent plus déterminantes que des variables spécifiques au logement sur les résultats en matière de logement suggère une approche quelque peu différente pour le choix des variables. De même, lorsque la question traitée est plus spécifique, comme c'est le cas pour les deux travaux de recherche présentés ici, on s'attendrait à ce que des données spécifiques soient utilisées et qu'il en résulte une classification différente. Par-dessus tout, l'article d'André et Chalaux a le grand mérite de fournir une analyse statistique très minutieuse de données nouvelles, qui sera utile au développement de travaux comparatifs de qualité sur les marchés et les politiques du logement. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ditch, J., Lewis, A. & Wilcox, S. (2001).** *Social housing, tenure and housing allowances: an international review*. London: Department for Work and Pensions.
- Esping-Andersen, G. (1990).** *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Kemeny, J. (1992).** *Housing and Social Theory*. London: Routledge.
- Kemeny, J. (1995).** *From Public Housing to the Social Market. Rental Policy, Strategies in comparative perspective*. London: Routledge.
<https://doi.org/10.1080/02673039883380>
- Kemeny, J. & Lowe, S. (1998).** Schools of Comparative Housing Research: From Convergence to Divergence. *Housing Studies*, 13(2), 161–176.
<https://doi.org/10.1007/s10901-013-9382-1>
- Lunde, J. & Whitehead, C. (2014).** Milestones in Housing Finance across Europe. *Mortgage Info ENHR Special Edition*. Brussels: EMF and ECBC.
- Lunde, J. & Whitehead, C. (2016).** *Milestone in European Housing Finance*. Oxford: Wiley Blackwell.
- OECD (2016).** *Society at a Glance, 2016*. Paris: OECD.
- Priemus, H. & Whitehead, C. (2014).** Interactions between the financial crisis and national housing markets. *Journal of Housing and the Built Environment*, 29(2), 193–200.
<https://doi.org/10.1007/s10901-013-9382-1>
- Scanlon, K., Lunde, J. & Whitehead, C. (2011).** Responding to the housing and financial crises: mortgage lending, mortgage products and government policies. *International journal of housing policy*, 11(1), 23–49.
- Scanlon, K. & Whitehead, C. (2014).** *Rent stabilisation: principles and international experience*. A report for London Borough of Camden London: London Borough of Camden.
- Tutin, C. & Vorms, B. (2014).** French Housing Markets after the subprime crisis: from exuberance to resilience. *Journal of Housing and the Built Environment*, 29(2), 277–298.
<https://www.jstor.org/stable/43907271>
- Whitehead, C., Markkanen, S., Monk, S., Scanlon, K. & Tang, C. (2012).** *The private rented sector in the new century-a comparative approach*. Copenhagen: Realдания, December 2012.
- Whitehead, C. & Williams P. (2017).** Changes in the regulation and control of mortgage markets and access to owner-occupation among younger households. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, N° 196, OECD, Paris.
<https://doi.org/10.1787/e16ab00e-en>
- Williams, P., Wilcox, S. & Whitehead, C. (2017).** *Challenges for our Home Ownership Safety Net: UK and international Perspectives*. London, UK Finance.
-

Délivrer des permis de construire pour diminuer le coût du foncier ? Une estimation par la demande de terre constructible en France

Does issuing building permits reduce the cost of land? An estimation based on the demand for building land in France

Jean-Sauveur Ay*, Jean Cavailhès*, Mohamed Hilal* et Julie Le Gallo*

Résumé – Alors que la valeur agrégée des terrains bâtis est passée de 45 % à près de 260 % du produit intérieur brut en France entre 1998 et 2006, pour se stabiliser après la crise, les contraintes réglementaires sur la construction sont invoquées pour expliquer cette hausse du prix du foncier qui pèse sur le coût de production des logements neufs. Nous analysons l'impact de la délivrance de permis de construire sur la diminution du prix du foncier. Nous proposons d'abord un modèle théorique d'affectation de ménages hétérogènes (en termes de préférences) à des terrains à bâtir hétérogènes (en termes de localisation) pour étudier les effets de la construction sur le prix des terrains. Nous estimons ensuite la demande inverse de terrains à bâtir en instrumentant la construction (en quantité) par des variables instrumentales relatives à la nature des terrains, à leur topographie, au coût d'opportunité agricole ainsi qu'à la présence de friches industrielles. Une hausse de 1 % du nombre de permis délivrés entraîne une baisse modérée du prix des terrains de 0.3 % en moyenne. L'effet, différencié selon le type de construction considérée, croît avec la proximité des zones denses.

Abstract – While the aggregate value of constructed land rose from 45% to nearly 260% of gross domestic product in France between 1998 and 2006, stabilising after the crisis, regulatory constraints on construction are used to explain the rise in land prices, which are weighing on production costs for new housing units. We analyse to what extent the issuance of building permits reduces the price of land. We first propose a theoretical model for assigning heterogeneous households (in terms of preferences) to heterogeneous building plots (in terms of location) to study the effects of construction on the price of land. We then estimate the inverse demand for building land by instrumenting construction (quantity) by instrumental variables relating to the nature of the land, to its topography, to the agricultural opportunity cost and to the presence of industrial brownfields. A 1% increase in the number of permits issued resulted in a moderate decrease in land prices of 0.3%, on average. The effect, which differs according to the type of construction, increases with proximity to dense zones.

Codes JEL / JEL Classification: R14, R31, R52

Mots-clés : politique foncière, artificialisation, modèle d'affectation, variables instrumentales

Keywords: land policy, development, assignment model, instrumental variables

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.

* CESAER, AgroSup Dijon, INRA, Univ. Bourgogne Franche-Comté (jean-sauveur.ay@inra.fr ; mohamed.hilal@inra.fr ; julie.le-gallo@agrosupdijon.fr ; j.cavailhes@orange.fr).

Les auteurs remercient le Service de la donnée et des études statistiques (SDES) du ministère de la Transition écologique et solidaire pour la mise à disposition des données : Sylvain Moreau, Frédéric Minodier et Laurent Wilms pour Sit@del2 et Claire de Kermadec pour l'EPTB.

Reçu le 31 mai 2017, accepté après révisions le 4 mai 2018

Pour citer cet article : Ay, J.-S., Cavailhès, J., Hilal, M. & Le Gallo, J. (2018). Does issuing building permits reduce the cost of land? An estimation based on the demand for building land. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 45–67. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1945>

Entre 1998 et 2006, la valeur agrégée des terrains supportant des bâtiments est passée de 45 % à 257 % du produit intérieur brut, et s'est stabilisée à des niveaux légèrement inférieurs depuis la crise (222 % en 2016)¹. Cette inflation du foncier touche toutes les économies avancées et contribue au niveau macroéconomique à environ 80 % de l'inflation de l'immobilier observée depuis la Seconde Guerre mondiale (Knoll *et al.*, 2017). Cette inflation est un enjeu économique et politique majeur, directement responsable de la hausse du poids du logement dans le budget des ménages, avec des implications fortes sur le pouvoir d'achat hors logement et la répartition de la richesse (Bonnet *et al.*, 2015).

Les solutions proposées pour contenir cette inflation s'articulent principalement autour du développement de la construction – l'augmentation de la quantité de logements visant à entraîner une baisse de leur prix. Compte tenu du poids croissant du foncier, la terre apparaît comme le facteur le plus limitant, qui subit l'inflation la plus marquée, et donc comme le levier naturel pour augmenter l'offre de logement. Cependant, ce levier fait l'objet d'une forte controverse entre ses partisans (Repentin & Braye, 2005 ; Atelier parisien d'urbanisme, 2007 ; Trannoy & Wasmer, 2013 ; Fondation Abbé Pierre, 2016) et ses opposants (Bisault, 2009 ; Société d'aménagement foncier et d'établissement rural, 2018 ; Courtoux & Claveirole, 2015 ; Fondation pour la nature et l'homme, 2016). L'absence de consensus provient à la fois de la remise en cause du diagnostic d'un déficit d'offre (Cornuel, 2017) et de la nécessité de prendre en compte les effets induits de l'artificialisation sur l'agriculture, l'environnement et les conditions de vie (Béchet *et al.*, 2017). Nous proposons d'aborder cette controverse au travers de la localisation des terrains constructibles et de leur adéquation aux préférences des ménages. L'hétérogénéité du foncier et son immobilité étant des facteurs déterminants de sa rareté relative (Ay, 2011 ; Cavailhès *et al.*, 2011b), il s'agit d'étudier dans quelle mesure la construction doit s'adapter à la demande pour qu'elle puisse effectivement se traduire en baisse du prix des terrains à bâtir.

Dans la littérature, les relations entre la construction et le prix de la terre constructible sont souvent abordées sous l'angle de l'offre (Gyourko & Molloy, 2015). Les travaux se distinguent selon une offre définie en termes de nombre de logements produits par le secteur de la construction ou en termes de superficies autorisées à la

construction par les politiques foncières. Les premiers travaux font référence, plus ou moins explicitement, au concept de fonction de production de logements, où la terre est un input, pour estimer dans quelle mesure la construction réagit au prix de la terre (Epple *et al.*, 2010 ; Combes *et al.*, 2016b). Saiz (2010) propose une estimation de l'élasticité-prix de l'offre de logements aux États-Unis sur la base de variations exogènes de la demande mesurée en termes démographiques. Il apparaît en outre que ces élasticités dépendent de la distribution des pentes des terrains au sein des métropoles. Caldera et Johansson (2013) proposent une catégorisation des pays de l'OCDE selon la réactivité de la construction aux prix de l'immobilier. Les pays d'Amérique du Nord apparaissent les plus réactifs (élasticité supérieure à 1), les pays d'Europe continentale les plus rigides (élasticité inférieure à 0.5) alors que les pays d'Europe du Nord tiennent une position intermédiaire. Pour la France, la valeur estimée est de 0.36, un résultat récemment étayé par Chapelle (2017) qui obtient le même ordre de grandeur. Les seconds travaux sur les politiques foncières (pour des revues de la littérature, voir Duranton & Puga, 2015 ; Glaeser & Gyourko, 2018) montrent généralement que la régulation de l'usage du sol, par la restriction de l'offre de terrains à bâtir, augmente le prix de la terre et réduit le volume de construction. Les résultats de cette littérature, centrée sur les régulations de l'usage des sols, diffèrent selon la politique étudiée (Grieson & White, 1981), la stratégie empirique utilisée (Quigley & Rosenthal, 2005) et les effets mesurés (Turner *et al.*, 2014). Ces travaux ont des échos en France et alimentent la littérature académique (Lecat, 2006 ; Levasseur, 2013 ; Geniaux *et al.*, 2015) et professionnelle (Bénard, 2007 ; Charmes, 2007 ; Comby, 2015).

Nous analysons ici l'effet de la construction sur le prix des terrains à bâtir sous l'angle de la demande qui émane des ménages à la recherche d'un terrain pour construire un logement. La pertinence de cet angle d'attaque repose sur deux points principaux. D'une part, dans le contexte français, la demande d'un permis de construire est un préalable réglementairement nécessaire à la construction, souvent effectué simultanément à l'achat du terrain. La présence d'une transaction foncière permet d'observer le prix de la terre qui correspond au coût du foncier pour la construction. D'autre part, le choix de traiter les marchés foncières sous l'angle de

1. Insee, Comptes de patrimoine en 2016, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2832716?sommaire=2832834>.

la demande permet de mettre en œuvre une méthode d'identification basée sur des variations exogènes de la construction effective. Alors que les approches usuelles d'estimation de la demande en terrains à bâtir reposent sur des méthodes de type hédonique, qui valorisent à la marge les caractéristiques des terrains et négligent la construction (Kuminoff *et al.*, 2013), nous utilisons le cadre théorique d'un modèle d'affectation issu de l'analyse du marché du travail (Sattinger, 1993). Ce type de modèle a été appliqué récemment au marché immobilier par Landvoigt *et al.* (2014), nous l'appliquons au marché de la terre constructible où le prix des terrains est issu de l'équilibre entre la demande de foncier des ménages et une offre que nous considérons exogène. À partir d'une méthodologie similaire, Hilber et Vermeulen (2016) utilisent des différences régionales et une réforme de la régulation foncière en Angleterre pour estimer l'impact que les contraintes locales pesant sur l'offre ont sur la relation entre les revenus moyens locaux et le prix du foncier.

Notre approche empirique se focalise sur le marché de la terre dont la destination est la construction de maisons individuelles. Nous mobilisons les bases de données *Sit@del2* (1974-2015) sur les permis délivrés et l'enquête *EPTB* (2006-2014) sur les prix du foncier, conjointement à des données sur les sols, la topographie, les coûts d'opportunité agricoles (la valeur de la production agricole à laquelle on renonce en destinant les terrains au logement) et sur la présence d'anciens sites industriels. Nous estimons économétriquement une équation de demande inverse de terrains, où les quantités construites sont instrumentées par des variations exogènes de l'offre. Les permis et les prix résultent à la fois des effets d'offre et de ceux de la demande, qu'il s'agit ici de distinguer. La théorie économique considère l'élasticité-prix de la demande comme négative car, pour une fonction de demande donnée, augmenter la quantité de terre offerte devrait entraîner une diminution de son prix. Ce sont les effets attendus d'un choc d'offre en équilibre partiel. À l'inverse, pour une offre donnée, un choc de demande consistant à augmenter la quantité de terre demandée devrait entraîner une augmentation du prix si l'élasticité-prix de l'offre est positive. Cette simultanéité due à l'équilibre de marché se manifeste par un grand nombre de constructions dans les localisations prisées et chères, et cela indépendamment de l'offre (Geniaux *et al.*, 2015). Cette corrélation complice l'estimation des effets propres associés

aux variations de l'offre. Aussi, nous proposons une approche par variables instrumentales où les quantités construites sont projetées sur des variations exogènes de la disponibilité des terrains, l'exogénéité de l'offre étant entendue comme l'indépendance vis-à-vis des prix. Nous mobilisons pour cela des variables présentes dans la littérature empirique (la nature du sol, la topographie) et d'autres variables plus originales (le coût d'opportunité agricole et les friches industrielles).

La section qui suit décrit les données, la suivante présente le modèle théorique. Il montre d'une part que le prix des terrains diminue avec le nombre de permis de construire accordés et, d'autre part, que cette élasticité de la demande est d'autant plus négative que la localisation des terrains correspond aux préférences des ménages. L'analyse empirique confirme les résultats du modèle théorique avec une élasticité négative de l'ordre de - 0.3. Cette estimation (prise en valeur absolue) est significativement supérieure dans les communes du neuvième décile de densité (à partir de 387.1 hab./km²) par rapport à celles du premier décile (en dessous de 26.5 hab./km²).

Données

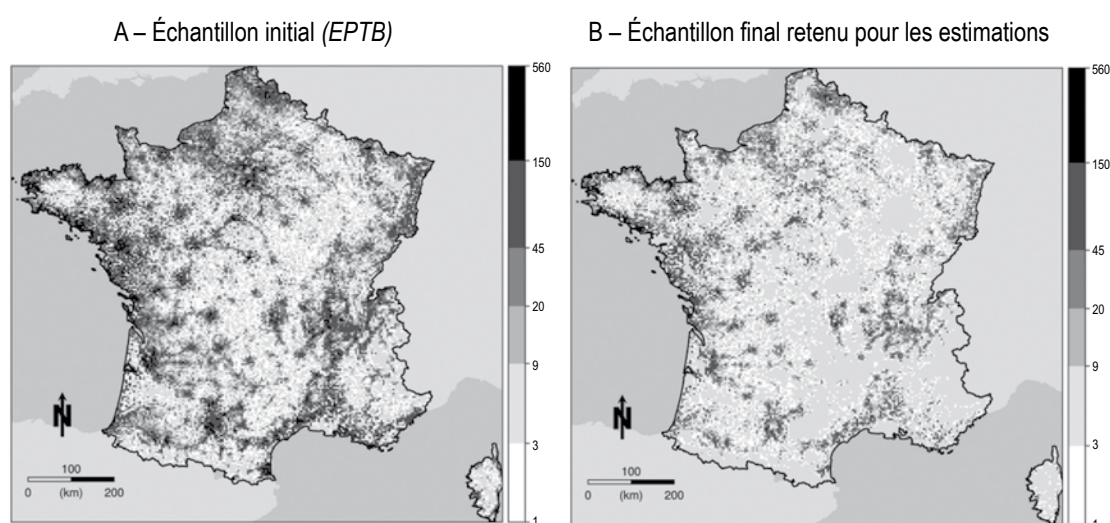
La population d'intérêt, soit les terrains pour lesquels le prix est observé, correspond au champ de l'enquête *EPTB*, à savoir les parcelles de terre qui appartiennent à un particulier et qui ont reçu un permis de construire pour une maison individuelle en secteur diffus (hors lotissements, voir encadré 1). Pour la période 2006-2014, l'empilement des observations *EPTB* conduit à un échantillon de 873 823 observations. Pour 315 825 d'entre elles (36.1 %), les déposataires n'ont pas acheté le terrain qui a fait l'objet du dépôt ou n'ont pas répondu à la question sur le prix de la terre. Le géoréférencement permet néanmoins de les cartographier (figure I-A). Des recherches non reportées sur l'enquête *Logement* de l'Insee de 2013 font apparaître que pour environ 10 % des maisons construites, les propriétaires ont obtenu le terrain suite à un héritage ou une donation. Cette raison ne semble donc pas suffisante pour expliquer la perte de plus de 30 % des observations. Une source additionnelle de sélection tient à l'impossibilité de géoréférencer la parcelle, ce qui entraîne une perte de 172 817 observations (19.8 %). Une dernière source de perte d'observations tient aux valeurs atypiques que présentent certaines variables, principalement sur le prix et

les surfaces. Pour chacune des variables reportées dans le tableau 1, nous éliminons 105 966 observations (12.1 %) dont les valeurs sont extrêmes au sens du rapport interquartile, c'est-à-dire que la valeur est supérieure/inférieure au quartile supérieur/inférieur plus/moins 1.5 fois le rang interquartile. Nous obtenons un échantillon final de 279 215 observations (31.9 % de la population initiale), d'une taille comparable à celle retenue dans différents travaux empiriques qui utilisent l'*EPTB* sans mobiliser le géoréférencement cadastral (Vermont, 2016 ; Combes *et al.*, 2016b). Les distributions spatiales des observations *EPTB* utilisées dans les analyses sont présentées dans la figure I-B. Bien que limitées au secteur diffus, ces observations de prix du foncier se concentrent aux alentours des pôles urbains, avec une distribution spatiale très proche de celle des permis de construire délivrés, telle qu'elle apparaît dans la base de données *Sit@del2*.

Chaque observation de l'échantillon final est appariée à des mesures communales de la construction issues des permis de construire déposés entre 1974 et 2015, tirés d'une extraction brute de *Sit@del2* (voir encadré 1). Cette mesure de la construction comprend l'ensemble de la construction résidentielle, non seulement les maisons individuelles pures résultant d'une opération de construction ne comportant qu'un seul logement, mais également les maisons

individuelles groupées résultant d'une opération de construction comportant plusieurs logements individuels ou un seul logement individuel avec des locaux, et les logements collectifs définis par l'exclusion des deux premiers. La figure II présente le nombre de logements, les surfaces de plancher et les superficies de terrain autorisées à la construction au niveau national. Elle compare l'évolution de la construction dans le secteur diffus relativement aux autres secteurs. Le nombre total de logements autorisés annuellement entre 1974 et 2016 varie plus que du simple au double selon les années, entre 250 000 au milieu des années 1990 et presque 550 000 au pic de 2006. L'individuel pur et le collectif se croisent comme premier poste de création de nouveaux logements, alors que l'individuel groupé représente environ trois fois moins de logements construits que chacune des modalités précédentes. En termes de surface de plancher, la maison individuelle (pure ou groupée) représente près de la moitié de la construction, ce qui se comprend par une taille sensiblement supérieure des logements par rapport au collectif. Cet écart se réduit fortement dans la période récente, sous l'effet de la diminution de la taille des maisons et de la hausse relative de la construction des immeubles. En termes de superficies de terrain, l'écart est encore plus marqué entre les logements individuels purs et les logements collectifs, alors que ces derniers

Figure I
Distribution et sélection de l'échantillon d'observations *EPTB* pour l'analyse économétrique

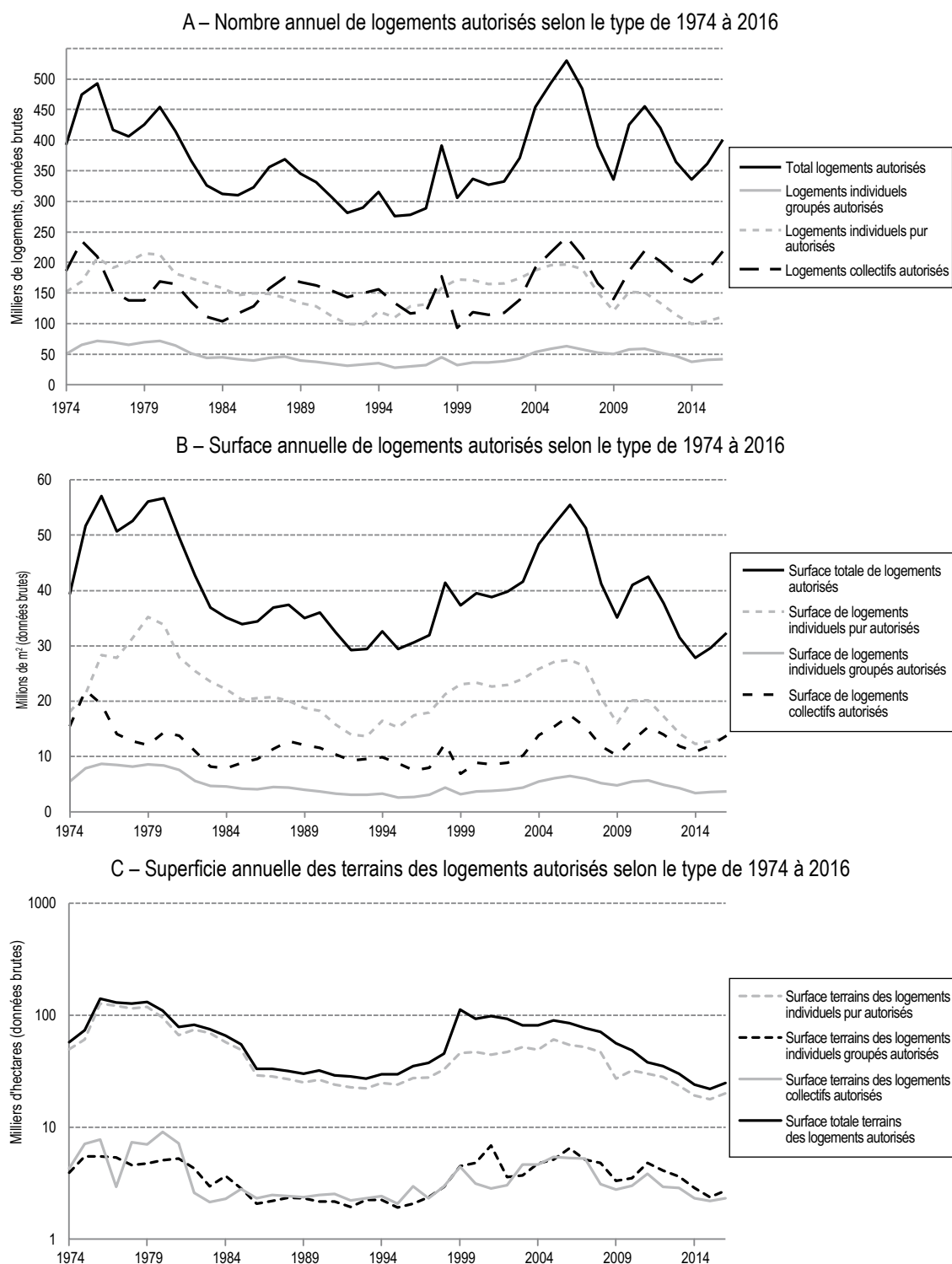


Note : la résolution du raster pour cartographier les observations *EPTB* est de 4 km. Pour chaque cellule raster, la carte A fait apparaître les 701 006 observations géoréférencées présentes dans l'échantillon initial ($N = 873\,823$). La carte B fait apparaître les observations utilisées dans l'analyse économétrique ($N = 279\,215$). La réduction de la taille de l'échantillon provient de différents éléments : non achat du terrain par le dépositaire, ou valeurs manquantes ou atypiques sur des variables importantes.

Champ : France métropolitaine.

Source : *EPTB* (SDES), *Sit@del2* (SDES), Insee, traitement des auteurs.

Figure II
Évolution de la construction de 1974 à 2016 selon les permis de construire



Note : le total des logements autorisés comprend les trois catégories présentées, ainsi que les logements en résidence, qui sont des logements construits par un promoteur pour une occupation par un public très ciblé selon la nature de la résidence, avec mise à disposition de services spécifiques. Les valeurs annuelles sont calculées à partir de l'ensemble des permis de construire autorisés, référencés à la date de l'autorisation. Les valeurs pour le nombre de logements et la surface de plancher font l'objet d'une diffusion par le SDES à l'échelle communale depuis 2005 : <http://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/donnees-ligne/r/sitdel2-donnees-detaillees-logements.html>. Les données sur les superficies de terrain ne font l'objet d'aucune diffusion publique mais proviennent des mêmes données brutes sur les permis de construire. Ces dernières surestiment d'un niveau inconnu les surfaces effectivement artificialisées à cause des autorisations non suivies de construction et des grandes parcelles cadastrales initiales qui ne sont pas entièrement construites. À titre de comparaison, les données du Cerema d'après la DGFIP présentent des surfaces annuelles artificialisées de l'ordre de 32.2 milliers d'hectares par an entre 2006 et 2015, ce qui n'est pas éloigné des valeurs présentées ici. En revanche, les données Cerema ont moins de profondeur historique que les données *Sit@del2* et ne permettent pas de distinguer le non-résidentiel.

Champ : France métropolitaine.

Source : *Sit@del2* (SDES).

Tableau 1
Statistiques descriptives relatives aux variables de la base utilisée dans les régressions

	Nombre d'obs.	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Prix du terrain (euros courants/m ² de terrain)	279 231	87.8	72.8	5.0	429.9
Coût de la maison (euros courants/m ² de plancher)	279 231	1 096.8	315.5	6.2	7 254.9
Surface du terrain (m ²)	279 231	1 027.2	673.0	100.0	4 653.0
Surface de plancher (m ²)	279 231	126.9	34.1	50.0	289.0
Part du prix du terrain dans le prix total (%)	279 231	30.9	12.4	0.5	99.4
Part de surface plancher dans surface totale (%)	278 577	16.3	8.7	2.0	99.4
Altitude de la parcelle (m)	279 231	149.3	141.8	0.0	823.5
Pente de la parcelle (%)	279 231	3.9	3.6	0.0	21.3
Densité de population en 1990 (hab/km ²)*	279 231	171.3	260.8	1.6	3 766.3
Logements autorisés 1974-2014 (log(nb))*	279 231	6.1	1.2	1.1	9.0
Surface de plancher autorisée 1974-2014 (log(m ²))*	279 231	10.9	1.2	5.6	13.5
Superficie de terrain autorisée 1974-2014 (log(m ²))*	279 231	13.5	1.0	7.5	15.9
Superficie de terrain artificialisée 2006-2015 (log(m ²))*	279 215	11.8	1.2	3.0	14.2
Part de surface en retrait-gonflement des argiles (%)*	279 231	22.9	29.4	0.0	100.0
Produit brut standard agricole 2014 (euros/ha)*	279 231	9 553.1	11 477.0	6.0	142 343.0
Part des habitants en pente entre 10 et 15 % (%)*	279 231	5.2	9.3	0.0	100.0
Part des habitants en pente supérieure à 15 % (%)*	279 231	3.0	8.7	0.0	100.0
Nombre d'anciens sites industriels (nb)*	279 231	0.2	0.6	0.0	9.0

* Variables mesurées au niveau communal.

Notes : les six premières variables sont extraites de l'enquête *EPTB* (SDES). Les variables topographiques sont obtenues par le géoréférencement et l'appariement avec la BD ALTI (IGN). La densité de population en 1990 (Insee) est une variable communale appariée par le code de la commune. Les trois premières variables sur les autorisations de construction sont issues de *Sit@del2* (SDES), la quatrième variable sur les surfaces artificialisées provient du Cerema (d'après la DGFIP), elles sont également appariées par le code de la commune. Les cinq dernières variables sont utilisées comme variables instrumentales, également appariées à l'échelle communale (voir encadré 3). Elles proviennent respectivement du BRGM (aléa retrait-gonflement des argiles), du SSP (recensement agricole 1988 et réseau d'information comptable agricole 1989-2014), d'un croisement des données Insee (données carryées sur la population) et IGN (BD ALTI), et enfin du BRGM (*Basias*, Inventaire historique des sites industriels et activités de service).

Champ : France métropolitaine.

Source : *EPTB* (SDES), *Sit@del2* (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), Cerema, *Basias* (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

présentent des niveaux proches des logements individuels groupés : les maisons individuelles comptent pour environ 90 % des superficies totales destinées à la construction.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives relatives aux variables de la base constituée pour l'analyse économétrique. Le prix moyen des terrains à bâtir est de 88 euros courants par m² pour une surface moyenne d'un peu plus de 1 000 m². Le coût moyen de construction d'une maison individuelle est de 1 097 euros par m² pour une surface de plancher moyenne de 127 m². Les caractéristiques des maisons sont moins variables dans l'échantillon que les caractéristiques des terrains. Le terrain représente en moyenne 30 % du coût total de la construction d'une maison individuelle, et la surface de plancher représente en moyenne 15 % de la superficie du terrain. Nous utilisons cinq variables qualitatives présentes

dans l'*EPTB* : la date d'achat du terrain, la présence d'une viabilisation du terrain, la présence d'un intermédiaire lors de l'achat, la catégorie socioprofessionnelle de l'acheteur et son âge au moment du dépôt du permis de construire. Les statistiques relatives à ces variables sont présentées en annexe, dans le tableau A1.

Le géoréférencement des observations *EPTB* permet un appariement avec un modèle numérique de terrains à 75 mètres de résolution (BD ALTI) pour estimer l'altitude et la pente des parcelles (encadré 1). Ces caractéristiques des terrains sont considérées comme des variables de contrôle dans les équations de prix. Dans notre stratégie empirique, elles se révèlent, par ailleurs, déterminantes pour distinguer les variations de prix dues aux caractéristiques des parcelles de celles dues à la construction dans la commune. Nous utilisons la densité de population communale en 1990 (Insee) comme mesure

ENCADRÉ 1 – Les bases de données EPTB et Sit@del2

Les unités interrogées dans l'enquête sur le prix des terrains à bâtir (EPTB) sont les particuliers qui ont reçu l'autorisation de construire une maison individuelle. La collecte est réalisée par envoi postal. La première enquête EPTB couvrant l'ensemble du territoire français date de 1985, elle a été arrêtée au niveau national en 1996. Elle a été relancée en 2006 et est exhaustive sur son champ à compter de l'enquête 2010. Nous utilisons les données EPTB brutes non redressées 2006-2014 que nous référençons à la date d'achat du terrain. Les données permettent de retracer le prix des terrains jusque dans les années 1990, bien que dans presque 75 % des cas le terrain est acheté l'année de dépôt du permis. Le géoréférencement est issu de Sit@del2, système d'information et de traitement automatisé des données élémentaires sur le logement et les locaux, transmis par le Service de la donnée et des études statistiques (SDES). Les permis 2007-2015 sont géocodés

à l'identifiant parcellaire en utilisant les informations cadastrales (Majic II de la DGFIP).

Le système d'information Sit@del2 contient l'ensemble des permis de construire traités par les centres instructeurs. Nous retenons uniquement les permis relatifs au résidentiel. Les informations sur les mises en chantier et les achèvements de travaux étant transmises à l'initiative des pétitionnaires, elles se révèlent moins fiables et ne sont pas utilisées ici. Les données sont prises en date réelle : elles retracent les autorisations à la date réelle de l'événement et non au moment de sa remontée au SDES. Ces données sont nettes des annulations. L'origine de cette source est administrative, avec des limites propres comme des ruptures dans le mode de collecte, des variables mal renseignées et des acceptations de permis non suivies de construction. Elle apparaît néanmoins comme la source la plus fiable pour mesurer la construction à l'échelle communale sur longue période.

principale à la fois de la position de la parcelle sur le gradient urbain-rural et de l'accessibilité induite aux emplois et aux services. La densité est préférée à des critères de positionnement vis-à-vis du centre de l'aire urbaine (et de la taille de celle-ci) car cette variable présente l'avantage de ne pas dépendre d'un découpage, en partie arbitraire, du territoire. La valeur de cette densité est prise en 1990 afin de limiter les corrélations fortuites avec les prix sur la période 2007-2015. Les variables relatives à la construction sont sommées pour chaque commune sur les 40 dernières années. La construction est mesurée à la fois en termes de nombre de logements autorisés, de surfaces de plancher autorisées et de superficies de terrain autorisées, et concerne l'individuel pur et groupé ainsi que le collectif, car les ménages arbitrent entre ces différentes offres de logement. La superficie artificialisée sur la période 2006-2015 est issue des changements de destination du parcellaire entre espaces naturels, agricoles ou forestiers et espaces bâtis au sens de cadastre. Les cinq dernières variables du tableau 1 sont des variables instrumentales utilisées pour contrôler l'endogénéité de la construction dans les modèles économétriques (présentées plus loin lors de l'exposition de la stratégie empirique).

Modèle théorique

Nous considérons un ensemble de ménages qui cherchent à acquérir un terrain pour construire un logement au sein d'une aire urbaine. Les terrains potentiellement constructibles se différencient

par leur localisation que les ménages valorisent de manière différenciée. Nous notons $\theta \geq 0$ cette localisation qui est une mesure unidimensionnelle de ce que nous décrivons comme la qualité des terrains. Les préférences des ménages pour cette qualité constituent une seconde dimension d'hétérogénéité. L'appariement entre ces deux dimensions du marché de la terre constructible s'effectue au travers d'un modèle d'affectation stylisé, dans la continuité de Landvoigt *et al.* (2014). Nous reprenons le principe de l'affectation pour l'appliquer à la construction, ce qui est nouveau dans cette littérature principalement focalisée sur le parc des logements existants.

Chaque ménage cherche un seul terrain de taille donnée et maximise son utilité sous contrainte de budget. L'utilité dépend de la consommation d'une quantité c d'un bien composite au prix normalisé à 1 et de la mesure synthétique θ de la qualité du terrain acheté. La fonction d'utilité notée $U(c, \theta)$ est croissante et concave en chacun de ses arguments. En notant $p(\theta)$ le prix d'un terrain de qualité θ et R le revenu disponible du ménage, nous substituons la contrainte budgétaire saturée à la variable c dans la fonction d'utilité pour obtenir le programme (1) et la condition d'optimalité (2) (nous notons U'_x la dérivée partielle de U par rapport à x) :

$$\max_{\theta} \{U(R - p(\theta), \theta)\}, \quad (1)$$

$$p'(\theta) = U'_{\theta} / U'_c \equiv \chi \geq 0. \quad (2)$$

Un choix rationnel correspond donc à l'égalisation de la valeur marginale de la qualité d'un terrain $p'(\theta)$ et du taux marginal de substitution (TMS) entre la qualité et le bien composite. Cette présentation de la demande pour la qualité est standard dans les approches hédoniques appliquées aux logements ou aux terrains à bâtir (Kuminoff *et al.*, 2013). En suivant Landvoigt *et al.* (2014), nous notons χ le TMS correspondant à un ménage donné à l'équilibre. À la différence des analyses usuelles qui considèrent un ménage représentatif, ce TMS est hétérogène dans la population des acquéreurs potentiels de foncier. Il correspond à la qualité consommée à l'équilibre et il est distribué dans la population selon une fonction de distribution $f(\chi)$ de masse 1.

Face à cette demande de foncier constructible et de sa qualité, une condition nécessaire pour la construction est l'obtention d'un permis. Nous supposons que l'obtention du permis s'effectue en simultané avec l'achat du terrain pour une proportion $\rho \in [0,1]$ des ménages. À l'équilibre, l'égalisation de l'offre et la demande donne la distribution de la construction entre les différentes localisations au travers de la fonction $G(\theta) = \rho F(\chi)$ qui correspond à la quantité de terrains effectivement construits présentant une qualité inférieure à θ . La fonction F est la fonction cumulative correspondant à la distribution des préférences des ménages. Cette condition d'équilibre décrit une affectation des ménages et des terrains de manière à ce qu'à chaque qualité de terrains corresponde un type de ménage. Notons par ailleurs que la fonction $g(\theta)$, dérivée de $G(\theta)$, ne s'intègre pas à l'unité car tous les terrains ne sont pas construits à l'équilibre. Étant donné la stratégie empirique employée, cette distribution est supposée exogène.

La structure des prix est ensuite directement issue de cette affectation, en cohérence avec la rationalité des choix individuels. Plutôt que d'exprimer la qualité d'un terrain construit en fonction du type de ménage correspondant, il est usuel de considérer le type de ménage en fonction du type de terrain, ce qui permet d'écrire la fonction d'affectation (3) comme suit :

$$\chi(\theta) = F^{-1} [G(\theta) / \rho]. \quad (3)$$

Cette fonction affecte à chaque qualité de terrain θ le TMS $\chi(\theta)$ du ménage qui l'occupe à l'équilibre. Elle représente l'adéquation entre les deux distributions, à la manière d'un diagramme Quantile-Quantile (*Q-Q plot*) fréquemment

utilisé en statistique pour comparer deux distributions. Une représentation de la fonction d'affectation pour des distributions spécifiées est reportée dans l'encadré 2. En couplant (3) à la condition d'optimalité (2), nous obtenons que la fonction d'affectation donne le consentement marginal à payer la qualité. Notons par ailleurs que si les deux distributions sont identiques $F = G$ et que l'ensemble des ménages reçoivent un permis de construire, les consentements marginaux à payer sont proportionnels à la qualité $p'(\theta) = \theta$. Par contre, toujours pour $\rho = 1$, si la distribution cumulée de l'offre est plus épaisse que la demande, $G(\theta) > F(\chi(\theta))$, les consentements marginaux à payer la qualité sont moins que proportionnels à la qualité, et donc plus faibles relativement au cas à distributions identiques. Ce résultat est dû au fait que l'abondance relative de terrains de qualité inférieure à θ conduit les ménages à accepter des qualités moindres. L'encadré 2 présente plus en détails le rôle de la distribution des terrains où une même quantité totale est construite mais avec une répartition différente le long du support de la distribution de la qualité des terrains. Il apparaît ainsi, pour une quantité donnée de construction, que l'effet sur le prix est d'autant plus fort que les caractéristiques de ces terrains sont en adéquation avec les préférences des ménages (Landvoigt *et al.*, 2014).

En fixant à 0 le prix du terrain correspondant à la moins bonne qualité, $p(0) = 0$, le prix d'un terrain de qualité θ s'obtient par intégration des consentements marginaux à payer :

$$p(\theta) = \int_0^\theta F^{-1} [G(\tilde{\theta}) / \rho] d\tilde{\theta}, \quad (4)$$

ce qui permet de déduire certains résultats à l'équilibre. Il apparaît ainsi que le prix des terrains est croissant avec la qualité, qu'augmenter la proportion de permis accordés diminue le prix des terrains, et que cette diminution est croissante en valeur absolue avec la qualité :

$$\begin{cases} \frac{\partial p(\theta)}{\partial \theta} = \chi & \geq 0 \\ \frac{\partial p(\theta)}{\partial \rho} = -1 / \rho^2 \int_0^\theta f(\tilde{\theta}) d\tilde{\theta} & \leq 0 \\ \frac{\partial^2 p(\theta)}{\partial \rho \partial \theta} = -1 / (\rho^2 \times f(\theta)) & \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

Une conséquence directe de ce modèle est que la construction produit des effets hétérogènes

le long du gradient de la qualité. Selon la distribution des consentements marginaux à payer la qualité à l'équilibre, une même distribution de la construction peut avoir des effets différents sur le prix des terrains. Symétriquement, pour une même distribution des préférences, la distribution de la construction le long du gradient de la qualité peut avoir des effets différents sur le prix des terrains. Deux enseignements majeurs pour la partie empirique de notre travail peuvent être tirés de cette modélisation. D'une part, la demande en terrains constructibles ne présente pas une élasticité constante comme dans le cas de la demande issue de ménages homogènes indifférents en tout point de l'espace (Duranton & Puga, 2015). L'équation de demande inverse présente ainsi des interactions entre la quantité et la qualité de la construction. D'autre part, le modèle théorique suppose l'exogénéité de la construction (voir également encadré 2). Or, ce n'est pas le cas dans la réalité et la fonction de demande inverse ne peut pas être directement estimée sur données contextuelles (évolution conjointe des quantités et des prix). En effet, l'évolution de la quantité de logements disponibles dépend des stratégies du côté de l'offre (politiques communales de construction), elles-mêmes influencées par la demande locale. Afin de remédier à ce problème de simultanéité inhérent à toute analyse d'un équilibre de marché sur données contextuelles, des variables, ayant une influence sur le niveau de construction sans avoir d'impact direct sur le prix d'équilibre du foncier, sont utilisées comme variables instrumentales. Elles sont présentées plus en détails dans la section suivante, et dans l'encadré 3 en particulier.

Stratégie empirique

Conformément aux éléments théoriques précédents, nous estimons l'effet de la construction sur le prix des terrains constructibles à travers le comportement de demande des ménages en termes de choix de localisation. Les prix sont supposés être déterminés selon une fonction de demande inverse qui fait dépendre le prix unitaire des terrains de la construction offerte comme suit :

$$p_{it} = \beta_1 \cdot \theta_{c(i)} + \beta_2 \cdot \hat{q}_{c(i)} + \beta_3 \cdot \theta_{c(i)} \times \hat{q}_{c(i)} + W_{it} \lambda + \alpha_{u(i)} + \eta_t + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

Les variables relatives au prix par mètre carré p_{it} du terrain i à la date t , à la localisation $\theta_{c(i)}$ et à la construction $\hat{q}_{c(i)}$ sont spécifiées en

logarithme afin que les coefficients β puissent être interprétés comme des élasticités. Ces élasticités sont définies conditionnellement à un vecteur de caractéristiques des terrains noté W_{it} , à des indicatrices annuelles qui contrôlent les effets macro-économiques conjoncturels η_t (croissance du PIB, taux d'intérêt ou inflation) et des effets fixes spatiaux $\alpha_{u(i)}$ qui contrôlent pour l'hétérogénéité spatiale non observée à l'échelle des aires urbaines ou des zones d'emploi selon les spécifications². La construction à l'équilibre et le gradient de qualité sont mesurés à l'échelle communale et appariés par la localisation $c(i)$ des observations de prix. Le choix de l'échelle communale correspond à l'échelle de délivrance des permis de construire. Malgré la présence d'effets fixes spatiaux, d'autres segmentations spatiales des choix de localisation seraient possibles (voisinages de communes, zones tampons, etc.). En l'absence d'a priori théorique, la construction est mesurée en termes de nombre de logements construits, de surfaces de plancher construites et de superficies de terrain construites. Ces valeurs communales sans dimension temporelle sont dupliquées pour toutes les observations d'une même commune, ce qui produit de la corrélation entre elles mais, selon les hypothèses usuelles, ne biaise pas les coefficients estimés et les erreurs entre les observations de communes différentes restent non corrélées (Angrist & Pischke, 2008). Les erreurs standards sont corrigées en groupant (*cluster*) les résidus estimés à l'échelle $c(i)$ des communes. La qualité de la localisation est mesurée par la densité de population en 1990 (en tant que proxy de l'accessibilité aux emplois et aux services)³.

L'interaction de la qualité des terrains $\theta_{c(i)}$ avec les mesures de la construction $\hat{q}_{c(i)}$ dans l'équation de demande inverse permet de tester simplement les propriétés du modèle théorique reportées dans les équations (5). Ainsi, la décroissance avec la qualité des terrains de l'élasticité de la demande inverse

2. Une aire urbaine est un ensemble de communes, d'un seul tenant et sans enclave, constitué par un pôle urbain (unité urbaine) et par des communes rurales ou unités urbaines dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans des communes attirées par celui-ci (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c2070>). Une unité urbaine est une commune ou un ensemble de communes présentant une zone de bâti continu (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) qui compte au moins 2 000 habitants (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1501>). Une zone d'emploi est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1361>).

3. Des tests de robustesse ont été effectués en utilisant des distances-temps comme mesure de la localisation sans que les résultats ne changent, ces estimations sont disponibles sur demande.

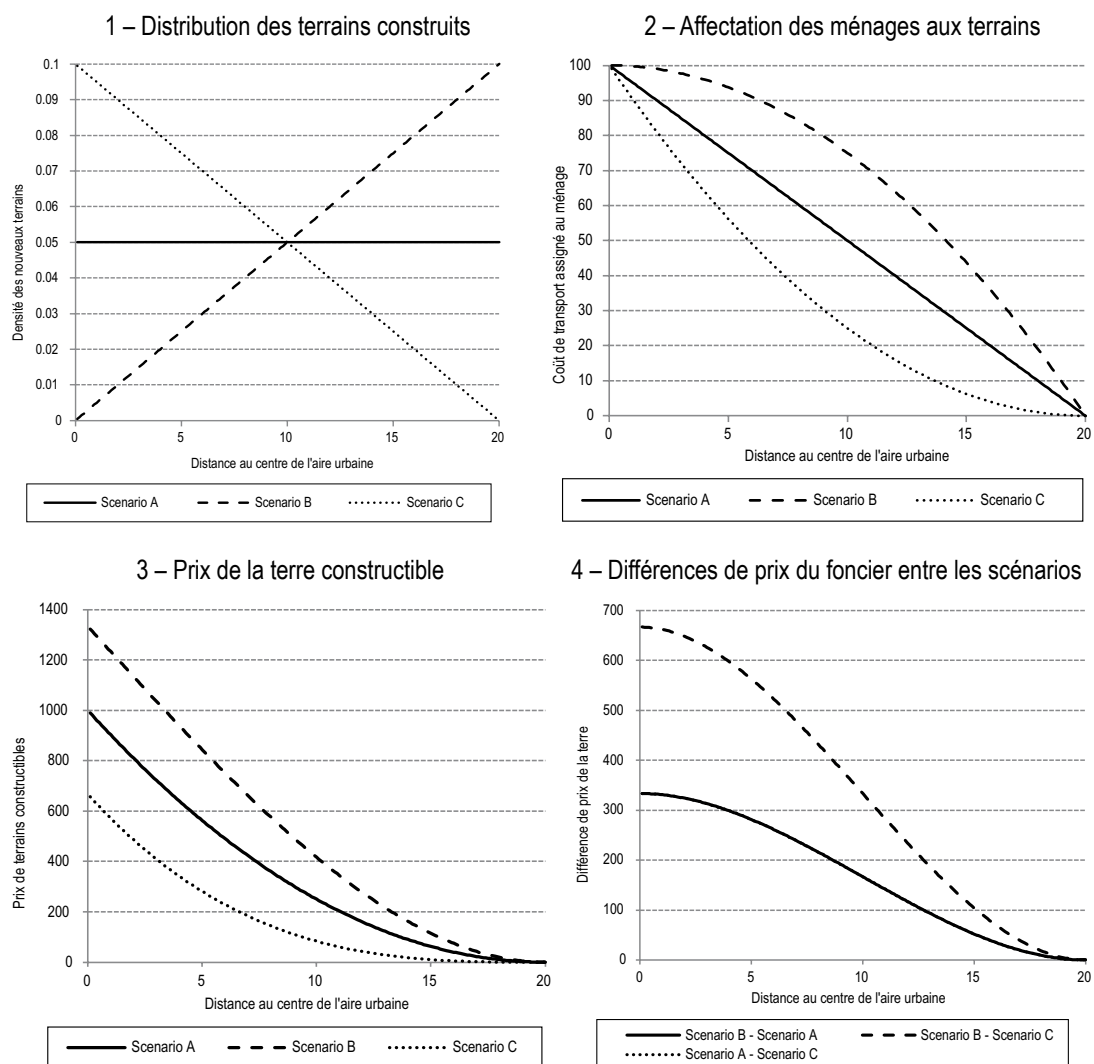
ENCADRÉ 2 – Simulation d'un modèle d'affectation paramétré

Dans la lignée du modèle séminal en économie urbaine d'Alonso-Mills-Muth, nous supposons que la qualité θ des terrains est la distance d au centre-ville dans une aire urbaine de rayon $\bar{x}$. Pour des raisons analytiques (croissance de la fonction d'affectation) nous mesurons la localisation des terrains à partir de la distance à la frontière de l'aire urbaine. Le centre-ville est donc localisé à $x = \bar{x}$ et la périphérie à $x = 0$. Pour favoriser l'intuition, les graphiques de la figure A admettent la distance au centre-ville $x - \bar{x}$ en abscisse afin de faire apparaître

les gradients de prix négatifs habituels en économie urbaine.

La répartition des terrains existants est ici considérée comme exogène car sont comparés des scénarios alternatifs de la construction. De même, comme nous raisonnons à construction totale identique, la part des permis de construire délivrés p est fixée à 1 (son effet sur les prix est étudié dans le texte). Le but de cet encadré est de préciser le rôle des différentes distributions de

Figure A
Distribution des terrains construits, affectation des ménages et prix des terrains selon trois scénarios de localisation A, B et C



Note : les trois scénarios de la construction A, B et C diffèrent selon la localisation des terrains à bâtir alors que la distribution des ménages est identique (loi uniforme). La quantité totale de terrains à bâtir est normalisée à 1 dans les trois scénarios. Pour simuler les équilibres, le rayon de l'aire urbaine est calibré à 20, le coût marginal de déplacement maximal à 100 et le prix du foncier est supposé nul à la frontière de l'aire urbaine. Notons que dans la partie 4, les deux courbes inférieures se superposent car les distributions sont symétriques.

Lecture : dans le scénario A, la distribution spatiale des terrains est uniforme comme les préférences des ménages. Les courbes du scénario A servent de référence. Dans le scénario B, la distribution des terrains construits est croissante avec la distance (figure A-1). Cette surreprésentation de la construction en périphérie, par rapport au scénario A, entraîne une localisation plus éloignée des ménages : dans la figure A-2, les ménages qui présentent un coût de transport de 60 sont plus éloignés (12.6 km). La rareté relative des terrains à proximité du centre (figure A-1) entraîne des prix plus élevés (figure A-3). Ce différentiel de prix est d'autant plus prononcé que l'on se rapproche du centre (figure A-4). Le scénario C est le symétrique de B avec une surreprésentation de la construction près du centre.



ENCADRÉ 2 – (suite)

l'hétérogénéité. Considérons trois distributions d'équilibre de la construction h_M correspondant à trois scénarios $M = A, B$ et C . Ils consistent à rendre constructible une même quantité de terrains mais selon différentes distributions spatiales :

- le scénario A correspond à une distribution uniforme : $h_A(x) = 1/\bar{x}$
- le scénario B favorise la périphérie : $h_B(x) = 2(\bar{x} - x)/\bar{x}^2$
- le scénario C favorise le centre : $h_C(x) = 2x/\bar{x}^2$

La figure A-1 représente la distribution de la construction dans ces trois scénarios en fonction de la distance au centre de l'aire urbaine. Les ménages sont supposés avoir une utilité logarithmique, exclusivement retirée de la consommation du bien composite c dont le prix est normalisé à 1. Comme dans le modèle plus général du texte, ils consomment une quantité fixe de terrain. L'hétérogénéité des préférences est modélisée par des coûts unitaires τ de déplacement pour se rendre au centre-ville. La distribution des τ est supposée uniforme de masse 1 sur $[0, \bar{\tau}]$, et ainsi $f(\tau) = 1/\bar{\tau}$. Cette hétérogénéité en termes de coût de déplacement correspond à des coûts d'opportunité différents du temps passé dans les transports. Les ménages vont maximiser l'utilité retirée de la consommation hors terrain et hors déplacements sous la contrainte budgétaire $R \geq p(x) + \tau(\bar{x} - x) + c$, où R est le revenu disponible et $p(x)$ le prix du terrain. La contrainte est saturée puis substituée dans l'utilité pour obtenir le programme :

$$\max_x \{U(x) \equiv \log(R - p(x) - \tau(\bar{x} - x))\}.$$

Chaque ménage est supposé effectuer son choix de localisation de manière optimale sous la condition d'optimalité $p'(x) = \tau$. Cette condition signifie que le consentement marginal à payer pour construire plus près du centre-ville est égal au coût marginal des déplacements ainsi évités. Comme cela est expliqué dans le texte, la fonction d'affectation pour un scénario donné fait correspondre un type de ménage à chaque localisation de terrain sur la base de la condition d'équilibre sur le marché. Ainsi, en notant $H_M(x)$ les fonctions cumulatives associées aux distributions des nouveaux terrains à bâtir dans les scénarios $M = A, B, C$, nous avons :

$$\begin{cases} \tau_A(x) = (\bar{\tau}/\bar{x}) \times x \\ \tau_B(x) = (\bar{\tau}/\bar{x}) \times (2x - x^2/\bar{x}) \\ \tau_C(x) = (\bar{\tau}/\bar{x}) \times (x^2/\bar{x}) \end{cases}$$

Ces fonctions d'affectation sont toutes décroissantes avec la distance au centre-ville, comme cela apparaît dans la figure A-2. Pour le scénario A, nous retrouvons un résultat mentionné dans le texte, à savoir que lorsque les distributions de l'hétérogénéité sont identiques, la pente de la fonction d'affectation est constante. Ainsi, le scénario B qui offre relativement plus de terrains en périphérie présente une fonction d'affectation moins décroissante. Ce scénario implique un éloignement relatif plus important des ménages ayant un même coût unitaire de déplacement. Inversement, le scénario C produit une fonction d'affectation plus décroissante que le scénario A. Une autre manière d'interpréter les fonctions d'affectation revient à tracer une verticale dans la figure A-2 pour se rendre compte que les ménages à une distance donnée présentent des coûts unitaires de transport supérieurs dans le scénario B puis dans le scénario A et enfin dans le scénario C.

La condition d'optimalité des choix des ménages $p'(x) = \tau$ implique que la dérivée du prix d'équilibre par rapport à la distance est donnée par la fonction d'affectation. La relation entre le prix et la distance se trouve donc par intégration de la fonction d'affectation à une distance donnée x :

$$\begin{cases} p_A(x) = k_A + (\bar{\tau}/\bar{x}) \times (x^2/2) \\ p_B(x) = k_B + (\bar{\tau}/\bar{x}) \times (x^2 - x^3/3\bar{x}) \\ p_C(x) = k_C + (\bar{\tau}/\bar{x}) \times (x^3/3\bar{x}) \end{cases}$$

Ces fonctions de prix sont décroissantes et convexes (voir la figure A-3, avec $k_A = k_B = k_C = 0$). Le modèle d'affectation permet en outre de retrouver la convexité des prix en fonction de la distance au centre-ville sur la base de coûts de transport linéaires, un résultat standard de l'économie urbaine qui possède une forte validité empirique. Parce qu'habiter proche du centre-ville est désirable, la rareté relative de la construction proche du centre-ville dans le scénario B conduit à des prix supérieurs. En revanche, les trois scénarios de construction ont des effets identiques à la frontière de l'aire urbaine du fait de la fixation de la part des permis de construire délivrés ρ à 1 et de la normalisation des constantes d'intégration à 0. La figure A-4 reporte les différences de prix entre les scénarios deux à deux, pour chaque distance au centre. Le caractère symétrique des distributions implique que les différences de prix entre les scénarios A et B sont strictement égales aux différences de prix entre les scénarios C et A. Les courbes sont donc superposées.

correspond à la restriction $\beta_3 < 0$. La croissance des prix avec la qualité correspond à la restriction $-\beta_1/\beta_3 > \hat{q}_{c(i)}$. La négativité de l'élasticité de la demande au prix correspond à la restriction $-\beta_2/\beta_3 < \theta_{c(i)}$, toujours pour $\beta_3 < 0$. L'équation (6) utilise les valeurs projetées de la

construction $\hat{q}_{c(i)}$ plutôt que les valeurs observées à cause de la simultanéité de ces dernières. L'équation est estimée par les doubles moindres carrés avec des variables instrumentales tirées des caractéristiques pédologiques et topographiques, d'une mesure exogène du

Tableau 2
Statistiques de Fisher et de Student sur les variables instrumentales

	Variables dépendantes			
	Nombre de logements	Surfaces de plancher	Surfaces artificialisées	Surfaces de terrain
Sans effets fixes spatiaux	F = 154.1***	F = 291.2***	F = 130.5***	F = 265.0***
RGA	- 3.819***	- 4.68***	- 1.055	- 10.447***
AGRI	- 13.751***	- 13.976***	- 12.304***	- 18.988***
INDUS	9.595***	13.782***	8.032***	7.841***
PENTE	- 3.146***	- 12.7***	- 6.277***	- 0.529***
Effets fixes aires urbaines	F = 230.7***	F = 354.4***	F = 143.8***	F = 287.6***
RGA	- 0.349	- 1.43	- 0.24	- 5.483***
AGRI	- 14.591***	- 15.034***	- 8.799***	- 18.637***
INDUS	14.027***	20.07***	11.969***	13.318***
PENTE	- 6.207***	- 7.49***	- 7.694***	- 3.862***
Effets fixes zones d'emploi	F = 129.8***	F = 249.2***	F = 105.3***	F = 167.2***
RGA	- 2.327***	- 3.278***	- 2.043***	- 3.06***
AGRI	- 13.885***	- 14.643***	- 10.062***	- 17.896***
INDUS	13.679***	19.729***	11.504***	12.878***
PENTE	- 5.676***	- 7.046***	- 7.648***	- 3.571***

Note : le tableau reporte les F de Fisher et les t de Student pour 12 régressions, correspondant à 4 mesures de la construction modélisées chacune sans effets fixes spatiaux, avec des effets fixes par aire urbaine ou avec des effets fixes par zone d'emploi. L'échantillon correspond à l'ensemble des communes qui contiennent au moins une observation dans *EPTB*. Dans chacune des régressions, la taille moyenne des terrains, la densité de population, l'altitude moyenne, la pente moyenne, et l'année moyenne des observations *EPTB* sont incluses en contrôle. Les F de Fisher correspondent à des tests de nullité jointe des coefficients associés aux instruments et les t de Student à des tests individuels de significativité. La variable de coût d'opportunité agricole (AGRI) est positive pour l'ensemble des communes, l'aléa retrait-gonflement des argiles (RGA), le nombre d'anciens sites industriels (INDUS) et la part de la population vivant sur des pentes supérieures à 10 % (PENTE) comportent respectivement 8111 (34.8 %), 21779 (93.44 %) et 9655 (41.4 %) valeurs nulles qui sont toutefois réparties de manière homogène. Moins de 3 000 communes ont des valeurs nulles simultanément sur les trois variables.

Lecture : les statistiques de Fisher rejettent la nullité jointe des coefficients des instruments dans tous les cas. Les statistiques de Student montrent qu'hormis la variable RGA dans les modèles à effet fixe aires urbaines, les instruments ont un impact significatif sur les mesures de la construction (***) pour significatif au seuil de 1 %), impact négatif pour RGA, AGRI et PENTE et impact positif pour INDUS.

Champ : France métropolitaine.

Source : *EPTB* (SDES), *Sit@del2* (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), INRA, Cerema, *Basias* (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

coût d'opportunité agricole et de la présence d'anciens sites industriels (ces variables sont présentées en détail dans l'encadré 3). La validité de ces instruments provient du fait qu'ils influencent la construction sans être déterminés par le prix des terrains. L'intuition derrière cette stratégie est de rapprocher le modèle empirique du modèle théorique où la construction est exogène alors que ce n'est typiquement pas le cas dans la réalité. Le tableau 2 ci-dessous permet d'évaluer la pertinence des instruments pour projeter la construction. Notons que ces régressions sont estimées à l'échelle communale qui correspond à l'échelle d'observation de la construction et qu'elles incluent les variables de contrôle dont les résultats ne sont pas reportés. Les statistiques de Fisher indiquent que les instruments sont forts par rapport aux seuils typiquement retenus (environ $F=10$, selon Angrist et Pischke, 2008). De plus, le signe des statistiques *t* de Student, du même signe que les

coefficients estimés, montrent que les effets des instruments sont cohérents avec les intuitions présentées dans l'encadré 3.

Résultats

Les estimations des fonctions de demande inverse – prix des terrains fonction de la construction, respectivement mesurée en termes de nombre de logements autorisés, de surfaces de plancher autorisées et de superficies artificialisées selon le Cerema – sont reportées dans les tableaux 3, 4, et 5. Les résultats sur les superficies autorisées à la construction sont reportés en annexe, dans le tableau A2. Les tableaux présentent les coefficients associés à l'équation (6), avec et sans les effets fixes spatiaux pour des spécifications avec et sans interaction avec la localisation des terrains. Pour l'ensemble des modèles sans effets fixes spatiaux (colonnes (1)

et (2) dans les tableaux) les instruments utilisés sont l'aléa RGA et le coût d'opportunité agricole AGRI. Ces instruments sont forts pour l'ensemble des spécifications, ils se révèlent valides au sens du test de Sargan lorsque la construction est mesurée par le nombre de logements sans interaction (tableau 3). Pour les modèles qui utilisent les mesures *Sit@del2* de la construction avec des effets fixes spatiaux (notés (3) à (6) dans les tableaux), les instruments utilisés sont l'aléa RGA et le pourcentage de la population située sur une pente supérieure à 10 % PENTE. L'inclusion des effets fixes diminue sensiblement la puissance des instruments mais les tests de Sargan ne permettent pas de rejeter leur validité pour l'ensemble des spécifications (excepté pour le modèle avec les superficies autorisées, présenté en annexe, tableau A2). Pour les modèles qui utilisent les superficies artificialisées du Cerema avec effets fixes spatiaux, les instruments utilisés sont les habitants en pente PENTE et le nombre d'anciens sites industriels INDUS. Ces instruments sont forts au sens du test de Fisher conditionnel dans l'ensemble des spécifications, et leur validité ne peut être rejetée (excepté pour le modèle (5) où l'on rejette la validité à 5 % mais pas à 10 %). Les tableaux reportent également les statistiques *I* de Moran qui permettent de tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale des résidus estimés. Elles sont calculées

à l'échelle des observations *EPTB* avec une matrice de poids spatiaux basée sur la contiguïté issue de la triangulation Delaunay. Ils indiquent la présence d'une autocorrélation spatiale significative, qui diminue toutefois avec l'inclusion des effets fixes spatiaux et des interactions. L'autocorrélation spatiale des résidus ne remet pas en cause la validité des instruments et donc l'absence de biais des estimateurs. Ses effets sur l'inférence statistique sont contrôlés par l'utilisation d'une inférence robuste de type *cluster*. L'autocorrélation indique en revanche la présence d'effets spatiaux non pris en compte ici mais qui pourraient être analysés spécifiquement dans de futures recherches.

Les effets des variables de contrôle sont relativement stables entre les spécifications. L'élasticité du prix à la superficie des terrains est d'environ - 0.9 sur les modèles sans effets fixes spatiaux et d'environ - 0.7 sur les autres. Les élasticités en fonction de la densité sont plus hétérogènes entre les spécifications mais sont dans tous les cas positives (une partie de cette hétérogénéité n'est qu'apparente, car liée à la présence d'interaction avec la construction). Cette variable capte des effets de qualité de la localisation, au travers de la proximité aux emplois et services. Une augmentation de 1 % de la densité de population augmente le prix unitaire du foncier d'environ 0.7 % dans les modèles avec des effets

ENCADRÉ 3 – Les variables instrumentales pour la construction

Quatre variables instrumentales sont supposées influencer la construction sans être liées au prix des terrains. Le nombre d'instruments est ainsi supérieur à celui des variables explicatives endogènes à instrumenter : les modèles sont suridentifiés, ce qui permet en particulier d'avoir recours à des tests de Sargan pour tester leur validité. La validité des instruments se définit conditionnellement à la variable explicative endogène utilisée pour mesurer la construction et aux contrôles inclus dans les régressions. Un même instrument peut se révéler valide pour une certaine mesure de la construction et pas pour d'autres. De même, un instrument valide pour un modèle sans effets fixes peut se révéler invalide suite à l'inclusion d'effets fixes. C'est notamment le cas pour le coût d'opportunité agricole qui est exogène à l'échelle nationale mais est corrélé aux résidus de l'équation de prix à l'intérieur des aires urbaines et des zones d'emploi. Les statistiques descriptives pour les instruments sont reportées en bas du tableau 1.

L'aléa retrait-gonflement des argiles (RGA)

L'aléa RGA est une caractéristique des sols qui joue sur la construction par des effets de solidité du terrain. Il augmente les coûts de construction et constitue le second

poste d'indemnisation aux catastrophes naturelles affectant les maisons individuelles. Il provoque donc des surcoûts d'assurance alors que son origine naturelle le rend insensible aux prix des terrains. C'est une donnée de la construction qui ne peut pas être modifiée dans les zones où les prix sont hauts. La cartographie de l'aléa RGA est produite par le BRGM et est disponible en ligne (<http://www.georisques.gouv.fr/dossiers/alea-retrait-gonflement-des-argiles#/>). L'aléa fort concerne 2 % de la France métropolitaine (soit 10 600 km²), l'aléa moyen 15 % (soit 83 800 km²), l'aléa faible 44 % (soit 241 300 km²). Les zones *a priori* non argileuses couvrent 39 % de la France métropolitaine (soit 212 800 km²). Nous utilisons la part de la superficie communale en aléa RGA moyen ou fort pour instrumenter la construction. À notre connaissance, cet instrument est original dans la littérature. Étant donné son impact sur les coûts de construction et d'assurance, un effet négatif en première étape de l'instrumentation est attendu.

La part de la population qui vit en forte pente (PENTE)

Comme l'aléa RGA, la pente des terrains est un frein à la construction en raison de son impact sur les coûts alors que son origine naturelle en fait un instrument



ENCADRÉ 3 – (suite)

potentiel. La distribution des pentes à l'échelle nationale est calculée en utilisant le modèle BD ALTI, disponible à une résolution de 75 mètres sur le site internet de l'IGN (<http://professionnels.ign.fr/bdalti>). La distribution des pentes est couplée avec les données de population carroyées à 200 mètres de l'Insee (<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2520034>) pour calculer au niveau communal la part de la population qui habite sur des pentes comprises entre 10 et 15 %, et la part de la population qui habite sur des pentes supérieures à 15 %. Une procédure similaire visant à renforcer le pouvoir de la topographie pour l'identification est mise en œuvre par Saiz (2010). L'idée d'utiliser la pente pour expliquer la construction est également présente dans Burchfield *et al.* (2006) et Hilber et Vermeulen (2016), où elle est mesurée comme la différence entre l'altitude maximale et l'altitude minimale des unités spatiales, faute de meilleures données disponibles. Un effet négatif de cette variable est attendu en première étape.

Le produit brut standard agricole exogène (AGRI)

Le logement et l'agriculture sont en concurrence pour la ressource rare que constitue le foncier. Il en découle que la production agricole qui aurait lieu en l'absence de construction de logement constitue un coût d'opportunité de cette construction. Toutefois, cet effet est difficile à mesurer car la construction de logements influence l'activité agricole, et donc cette mesure de coût d'opportunité (Cavailhès *et al.*, 2011a). La variable instrumentale AGRI doit donc représenter la valeur agricole des terrains indépendamment des effets du prix du foncier sur la période d'étude de ces prix (2006-2014). Pour ce faire, est considérée une mesure antérieure (1988) de la spécialisation agricole de chaque canton, les exploitations agricoles étant classées par orientation technico-économique principale OTEX^(a). Il est ensuite possible de calculer des taux de croissance agricoles locaux, exogènes à l'évolution locale des prix du foncier, en multipliant la spécialisation de 1988 par les taux de croissance nationaux des mêmes OTEX sur la période 1989-2014. En notant I_{js}^{88} la part de l'OTEX s dans le canton j en 1988 et g_s le taux de croissance national 1989-2014 pour l'OTEX s , l'instrument s'écrit :

$$\widehat{AGRI}_j = \sum_s I_{js}^{88} \cdot g_s \quad (1)$$

La littérature attribue à Bartik (1991) l'origine de l'utilisation des tels instruments (caractérisés de *shift and share* par Baum-Snow et Ferreira, 2015). La source d'identification provient des spécialisations agricoles initiales qui

impactent la résistance de l'agriculture à la construction. La validité de cet instrument repose sur l'hypothèse *a priori* que les spécialisations agricoles de 1988 ne dépendent pas des dynamiques foncières récentes (ou de toute autre variable qui pourrait être corrélée avec ces dynamiques). Ce type d'instrument a été extensivement utilisé dans la littérature (Saiz, 2010 ; Hilber & Vermeulen, 2016 ; Combes *et al.*, 2016a) pour les marchés locaux du travail (variations de demande) et non pour les marchés fonciers (variations de l'offre). Un effet négatif de cet instrument est attendu en première étape de l'instrumentation.

Le nombre d'anciens sites industriels (INDUS)

Comme pour l'agriculture, l'industrie fait face à des chocs nationaux et internationaux qui modifient sa profitabilité indépendamment du contexte local, en particulier du marché foncier. Les industries font face à des chocs technologiques qui induisent des cessations d'activité et libèrent du foncier constructible (usines à gaz, imprimeries, etc.). L'inventaire des anciennes activités industrielles et activités de service est conduit systématiquement depuis 1994. Les données recueillies dans le cadre de ces inventaires sont archivées dans une base de données nationale, *Basias* (Base des anciens sites industriels et activités de service)^(b). Nous utilisons le nombre d'anciens sites industriels au niveau communal comme instrument. Par des effets d'externalité ou de marché du travail local, la présence d'un ancien site industriel peut avoir un effet propre négatif sur la construction et les prix fonciers. Nous pouvons cependant évaluer l'effet net en première étape car d'un côté la libération de foncier devrait avoir un effet positif sur la construction et d'un autre côté les externalités devraient avoir un effet négatif. L'estimation d'un effet positif en première étape indique que les effets d'externalités sont relativement moins importants.

(a) La classification des exploitations agricoles selon les OTEX est réalisée par le SSP (Service de la statistique et de la prospective, Ministère de l'Agriculture et de l'Alimentation) à partir de la production brute standard (PBS). Est retenue ici une classification selon 11 orientations (grandes cultures, maraîchage et horticulture, viticulture, fruits, lait, élevage et viande de bovins, lait, élevage et viande de bovins combinés, autres herbivores, granivores, polyculture-polyélevage, autres). La PBS est calculée en valorisant les surfaces de culture et les cheptels de chaque exploitation selon des coefficients ne constituant pas des résultats économiques observés. Ils doivent être considérés comme des ordres de grandeur définissant un potentiel de production de l'exploitation par hectare ou par tête d'animaux présents hors toute aide.

(b) Disponible en ligne <http://www.georisques.gouv.fr/dossiers/inventaire-historique-des-sites-industriels-et-activites-de-service-basias/#/>

fixes pour les aires urbaines et d'environ 0.35 % dans les modèles avec effets fixes pour les zones d'emploi. Les coefficients associés à l'altitude et à la pente sont sensiblement modifiés suite à l'inclusion des effets fixes. L'altitude garde un effet négatif sur le prix, et la pente n'a plus d'effet négatif significatif (valeurs non reportées). Un terrain viabilisé coûte en moyenne

18 % plus cher, la présence d'un intermédiaire lors de la vente augmente significativement les prix, avec des variations significatives selon le type d'intermédiaire (la modalité de référence est la non réponse). Faire appel à une agence immobilière pour l'achat du terrain entraîne un prix de 23 % supérieur, cet effet est divisé par deux avec l'inclusion d'effets fixes spatiaux. Un

Tableau 3

Équations de demande inverse en nombre de logements autorisés

	Variable dépendante : Log du prix par ha des terrains, estimation par doubles moindres carrés					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Densité de population (log) [β_1]	0.434*** (0.040)	0.703*** (0.038)	0.621*** (0.087)	0.638*** (0.045)	0.337*** (0.071)	0.364*** (0.052)
Logements construits (log) [β_2]	- 0.302*** (0.056)	- 0.101** (0.045)	- 0.552*** (0.108)	- 0.363*** (0.055)	- 0.191** (0.088)	- 0.006 (0.062)
Logements x Densité (log) [β_3]		- 0.043*** (0.004)		- 0.043*** (0.003)		- 0.045*** (0.003)
Surface du terrain (log)	- 0.932*** (0.015)	- 0.926*** (0.011)	- 0.753*** (0.017)	- 0.752*** (0.009)	- 0.694*** (0.015)	- 0.695*** (0.011)
Terrain viabilisé (0-1)	0.187*** (0.009)	0.182*** (0.007)	0.203*** (0.007)	0.201*** (0.004)	0.188*** (0.005)	0.186*** (0.004)
Agence (0-1)	0.236*** (0.012)	0.233*** (0.010)	0.113*** (0.010)	0.114*** (0.007)	0.095*** (0.008)	0.095*** (0.007)
Constructeur (0-1)	0.027*** (0.010)	0.026*** (0.009)	0.013 (0.009)	0.011* (0.006)	0.021*** (0.007)	0.019*** (0.006)
Autre intermédiaire (0-1)	- 0.00004 (0.010)	- 0.003 (0.008)	0.029*** (0.008)	0.027*** (0.006)	0.031*** (0.007)	0.028*** (0.006)
Aucun intermédiaire (0-1)	- 0.050*** (0.009)	- 0.051*** (0.008)	- 0.018** (0.009)	- 0.019*** (0.006)	- 0.007 (0.007)	- 0.008 (0.006)
F COND.	109.379***	109.379***	29.245***	29.245***	29.064***	29.064***
SARGAN	0.137	0***	0.245	0.97	0.058*	0.74
F RGA	30.782***	30.782***	16.809***	16.809***	22.98***	22.98***
F AGRI	103.325***	103.325***				
F PENTE			47.946***	47.946***	19.135***	19.135***
I de Moran	0.556***	0.514***	0.413***	0.260***	0.315***	0.252***
Effets fixes			AU	AU	ZE	ZE
Observations	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215
Écart-type résiduel	0.685	0.578	0.607	0.418	0.46	0.411

Notes : des variables indicatrices de l'année d'achat du terrain et des déciles d'altitude et de pente des parcelles sont incluses dans tous les modèles. Les effets fixes inclus sont relatifs aux grandes aires urbaines (AU, N = 230) et aux zones d'emploi (ZE, N = 320). L'encadré 3 présente les instruments, RGA pour le retrait-gonflement de l'argile, AGRI pour le coût d'opportunité agricole exogène et PENTE pour la part des logements localisés sur des pentes supérieures à 15 %. Les tests de Fisher sont identiques deux à deux car les premières étapes de l'instrumentation sont identiques. Le tableau en complément en ligne reporte les estimations par moindres carrés ordinaires et les coefficients estimés lors de la première étape de l'instrumentation. La force des instruments est mesurée par la statistique de Fisher (F COND., Sanderson & Windmeijer, 2016). Le tableau reporte la valeur critique (p-value) du SARGAN associé à l'hypothèse nulle de validité des instruments. Les I de Moran sont calculés sur les résidus estimés et testent leur autocorrélation spatiale sur la base de matrices de contiguïtés. L'inférence statistique est obtenue par 1000 permutations. Pour les variables relatives à la présence d'un intermédiaire, la modalité de référence est la non réponse. Les écarts-types sont groupés (cluster) au niveau commune. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Champ : France métropolitaine.

Source : EPTB (SDES), Sit@del2 (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), Cerema, Basias (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

résultat semblable est obtenu lorsque l'intermédiaire est un constructeur alors que l'absence d'intermédiaire diminue le prix, pas toujours significativement.

Le signe des élasticités estimées est robuste à la mesure de la construction, à l'inclusion des effets fixes spatiaux et aux instruments utilisés. Les élasticités estimées dans les modèles

sans interactions (notés (1), (3) et (5) dans chacun des tableaux) sont toutes significatives et négatives, ce qui confirme les résultats théoriques : toutes choses égales par ailleurs, augmenter la construction fait diminuer le prix du foncier constructible. Les élasticités estimées admettent toutefois une forte hétérogénéité entre les spécifications, de - 0.191 pour l'effet du nombre de logements autorisés estimé avec

des effets fixes par zones d'emploi (modèle (5) du tableau 3) à - 0.743 pour l'effet des surfaces de plancher autorisées à la construction avec des effets fixes par grandes aires urbaines (modèle (3) du tableau 4). La plupart des élasticités estimées ne sont néanmoins pas significativement différentes de - 0.3. Il apparaît parmi les mesures de la construction issues de *Sit@del2* que la construction de surfaces de plancher produit les effets les plus importants sur les prix. La construction de surfaces de planchers (tableau 4) présente des effets supérieurs (en niveaux) sur le prix des terrains, relativement au nombre de logements (tableau 3) et aux superficies de terrain autorisées pour la construction (tableau A2 en annexe). Elles apparaissent

ainsi comme un levier plus pertinent pour les politiques publiques qui cherchent à opérer un choc d'offre. Les superficies artificialisées du Cerema présentent les effets les plus stables entre les spécifications, entre - 0.288 et - 0.348 (tableau 5). Les valeurs de ces élasticités sont proches des élasticités obtenues sur la construction de surfaces de plancher, mis-à-part pour le modèle (3) du tableau 4 dont la forte valeur peut s'expliquer par le faible pouvoir explicatif des instruments. Le test de Fisher conditionnel est toutefois significatif.

L'estimation d'une élasticité de - 0.3 confirme que la construction de nouveaux logements permet de diminuer le prix du foncier constructible

Tableau 4
Équations de demande inverse en surfaces de plancher autorisées

	Variable dépendante : Log du prix par ha des terrains, estimation par doubles moindres carrés					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Densité de population (log) [β_1]	0.426*** (0.038)	0.908*** (0.054)	0.746*** (0.132)	0.763*** (0.057)	0.356*** (0.082)	0.388*** (0.057)
Surfaces de plancher autorisées (log) [β_2]	- 0.300*** (0.054)	- 0.093** (0.046)	- 0.743*** (0.173)	- 0.546*** (0.073)	- 0.225** (0.106)	- 0.038 (0.071)
Surfaces autorisées x Densité (log) [β_3]		- 0.044*** (0.004)		- 0.044*** (0.003)		- 0.046*** (0.003)
Surface du terrain (log)	- 0.928*** (0.014)	- 0.921*** (0.011)	- 0.765*** (0.022)	- 0.764*** (0.010)	- 0.695*** (0.015)	- 0.696*** (0.011)
Terrain viabilisé (0-1)	0.188*** (0.009)	0.183*** (0.007)	0.217*** (0.011)	0.215*** (0.005)	0.191*** (0.007)	0.189*** (0.005)
Agence (0-1)	0.233*** (0.012)	0.231*** (0.010)	0.122*** (0.012)	0.123*** (0.007)	0.097*** (0.008)	0.098*** (0.007)
Constructeur (0-1)	0.026** (0.010)	0.025*** (0.009)	0.010 (0.011)	0.008 (0.006)	0.021*** (0.007)	0.018*** (0.006)
Autre intermédiaire (0-1)	0.005 (0.010)	0.002 (0.008)	0.036*** (0.010)	0.034*** (0.006)	0.033*** (0.007)	0.031*** (0.006)
Aucun intermédiaire (0-1)	- 0.047*** (0.009)	- 0.047*** (0.008)	- 0.019* (0.010)	- 0.020*** (0.006)	- 0.006 (0.007)	- 0.008 (0.006)
F COND.	120.393***	120.393***	17.05***	17.05***	22.721***	22.721***
SARGAN	0.016**	0***	0.18	0.927	0.292	0.784
F RGA	28.986***	28.986***	9.827**	9.827**	16.792***	16.792***
F AGRI	119.481***	119.481***				
F PENTE			28.985***	28.985***	21.48***	21.48***
I de Moran	0.551***	0.514***	0.445***	0.260***	0.328***	0.252***
Effets Fixes			AU	AU	ZE	ZE
Observations	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215
Écart-type résiduel	0.682	0.578	0.702	0.418	0.473	0.411

Notes : cf. tableau 3.

Champ : France métropolitaine.

Source : EPTB (SDES), *Sit@del2* (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), Cerema, *Basias* (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

(tableau 6) ; toutefois, cette valeur est relativement faible en valeur absolue, ce qui indique que ce levier n'est que moyennement efficace. Les tableaux C-1, C-2, C-3 et C-4 en complément en ligne présentent les élasticités estimées par les modèles qui ne prennent pas en compte l'endogénéité de la construction. Il apparaît dans ces modèles estimés par les MCO que les coefficients de l'effet de la construction sur le prix des terrains à bâtir sont positifs (quelle que soit la mesure de la construction et la présence d'effets fixes spatiaux). Ce résultat est lié à la localisation de la construction de préférence dans des lieux demandés et donc valorisés (Geniaux *et al.*, 2015). Notre stratégie d'identification par variable instrumentale corrige

ce biais d'endogénéité et estime des effets de demande négatifs de la construction sur le prix des terrains à bâtir. Ce changement de signe des élasticités illustre l'importance de contrôler les coefficients obtenus par MCO de l'endogénéité de la construction issue de la simultanéité des équilibres observés. Les mêmes tableaux en complément en ligne présentent les premières étapes des instrumentations. Pour une variable de la construction et un type d'effet fixe donné, les modèles avec et sans interactions sont basés sur les mêmes premières étapes.

Dans chacun des tableaux 3, 4, 5, et A2, les colonnes (2), (4) et (6) présentent les coefficients de l'interaction entre la construction et

Tableau 5
Équations de demande inverse en superficies artificialisées

	Variable dépendante : Log du prix par ha des terrains, estimation par doubles moindres carrés					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Densité de population (log) [β_1]	0.318*** (0.018)	1.204*** (0.087)	0.331*** (0.020)	0.297*** (0.013)	0.317*** (0.022)	0.278*** (0.014)
Superficies artificialisées (log) [β_2]	- 0.288*** (0.052)	0.053 (0.052)	- 0.348*** (0.047)	0.080* (0.041)	- 0.319*** (0.050)	0.131*** (0.045)
Superficies x Densité (log) [β_3]		- 0.074*** (0.007)		- 0.068*** (0.005)		- 0.071*** (0.005)
Surface du terrain (log)	- 0.874*** (0.008)	- 0.870*** (0.006)	-0.694*** (0.006)	- 0.683*** (0.005)	- 0.690*** (0.007)	- 0.676*** (0.005)
Terrain viabilisé (0-1)	0.216*** (0.014)	0.211*** (0.010)	0.221*** (0.008)	0.202*** (0.005)	0.221*** (0.008)	0.201*** (0.005)
Agence (0-1)	0.205*** (0.010)	0.203*** (0.009)	0.084*** (0.008)	0.086*** (0.006)	0.083*** (0.008)	0.083*** (0.006)
Constructeur (0-1)	0.037*** (0.010)	0.036*** (0.009)	0.030*** (0.008)	0.026*** (0.006)	0.031*** (0.008)	0.027*** (0.006)
Autre intermédiaire (0-1)	0.003 (0.009)	0.002 (0.008)	0.027*** (0.008)	0.025*** (0.006)	0.032*** (0.008)	0.029*** (0.006)
Aucun intermédiaire (0-1)	- 0.059*** (0.010)	- 0.059*** (0.008)	- 0.026*** (0.008)	- 0.019*** (0.006)	- 0.019*** (0.008)	- 0.013*** (0.006)
F COND.	74.724***	74.724***	73.864***	73.864***	69.139***	69.139***
SARGAN	0.003**	0***	0.587	0.616	0.008**	0.616
F RGA	18.301***	18.301***				
F AGRI	80.942***	80.942***				
F INDUS			70.67***	70.67***	68.617***	68.617***
F PENTE			66.463***	66.463***	56.178***	56.178***
I de Moran	0.551***	0.513***	0.462***	0.260***	0.358***	0.252***
Effets Fixes			AU	AU	ZE	ZE
Observations	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215
Écart-type résiduel	0.67	0.578	0.544	0.418	0.527	0.41

Notes : cf. tableau 3.

Champ : France métropolitaine.

Source : EPTB (SDES), *Sit@del2* (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), Cerema, *Basias* (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

Tableau 6
Tableau récapitulatif des élasticités de la demande inverse de terrains constructibles

	Densité de population communale en 1990 (hab./km ²)				
	D1 26.5	Q1 44.3	Médiane 85.2	Q3 178.2	D9 387.1
Nombre de logements autorisés	- 0.241 [- 0.28 ; - 0.20]	- 0.263 [- 0.31 ; - 0.22]	- 0.291 [- 0.33 ; - 0.25]	- 0.323 [- 0.37 ; - 0.28]	- 0.356 [- 0.40 ; - 0.31]
Surfaces de plancher autorisées	- 0.503 [- 0.55 ; - 0.46]	- 0.525 [- 0.57 ; - 0.48]	- 0.553 [- 0.60 ; - 0.51]	- 0.585 [- 0.63 ; - 0.54]	- 0.618 [- 0.67 ; - 0.57]
Superficies artificialisées	- 0.152 [- 0.23 ; - 0.08]	- 0.175 [- 0.25 ; - 0.10]	- 0.204 [- 0.28 ; - 0.13]	- 0.237 [- 0.31 ; - 0.16]	- 0.272 [- 0.35 ; - 0.2]
Superficies de terrain	- 0.237 [- 0.28 ; - 0.19]	- 0.260 [- 0.30 ; - 0.22]	- 0.288 [- 0.33 ; - 0.24]	- 0.32 [- 0.36 ; - 0.28]	- 0.354 [- 0.4 ; - 0.31]

Note : les modèles utilisés pour calculer les élasticités incluent des effets fixes pour les zones d'emploi, ce sont les colonnes (6) des tableaux 3, 4, 5, et A2. Les intervalles de confiance des élasticités sont au seuil de 95 %, et calculés par la méthode delta asymptotique avec une matrice de variance-covariance groupée (cluster) à l'échelle communale. D1 et D9 représentent les seuils des premier et dernier déciles de densité de population communales, Q1 et Q3 les seuils des premier et dernier quartiles.

Lecture : une hausse de 10 % du nombre de logements diminue le prix des terrains de 2.41 % dans une commune du décile inférieur de densité de population et de 3.56 % dans une commune du décile supérieur.

Champ : France métropolitaine.

Source : EPTB (SDES), Sit@del2 (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), Cerema, Basias (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

une mesure de la localisation basée sur la densité de la population. Les coefficients associés à l'interaction présentent une forte stabilité entre les spécifications pour une mesure donnée de la construction et, de manière moins marquée, entre les mesures de la construction. Les effets d'interaction sont tous négatifs et significatifs, ce qui confirme les résultats du modèle théorique. L'accessibilité des emplois et des services (approximée par la densité de population) étant une caractéristique désirable des terrains, l'effet de l'augmentation de la construction produit des effets sur les prix plus forts en valeurs absolues dans les zones de fortes densités de population. Pour la construction mesurée en nombre de logements et en surfaces de plancher autorisées, les effets croisés de la densité s'élèvent à - 0.045 alors que pour la construction mesurée en superficies de terrain (selon Cerema et Sit@del2) ils sont de l'ordre de - 0.075. Cela indique qu'une augmentation de 10 % de la construction diminue le prix des terrains à bâtir de respectivement 0.45 et 0.75 % de plus dans les zones 10 % plus denses. Le tableau 6 reporte les différentes élasticités de la construction pour différentes valeurs de densité, elles sont issues des modèles avec effets fixes aux zones d'emploi (soient les colonnes (6) des tableaux de résultats). Les valeurs médianes sont proches des élasticités obtenues dans les modèles sans interactions (soient les β_2 dans les colonnes (1) des tableaux de résultats). Les valeurs de ces élasticités restent faibles, mis-à-part pour les surfaces de plancher qui présentent toujours un effet plus fort sur les prix. Il apparaît pour l'ensemble des mesures de la construction que

l'élasticité est supérieure dans les communes du neuvième décile de densité (387 hab./km²) par rapport à celles du premier décile (26 hab./km²), d'environ 0.1 en valeur absolue.

* *
*

Dans un contexte de hausse importante du prix du foncier et des coûts de la construction de logements neufs, cet article montre que la délivrance de permis de construire a effectivement des effets négatifs significatifs sur le prix des terrains. Cela signifie que la demande des ménages est élastique aux prix. Toutefois, l'effet mesuré sur les prix est relativement faible, l'élasticité moyenne de la demande inverse est inférieure à 0.5 (en valeur absolue). Ces faibles valeurs estimées varient toutefois en fonction de deux déterminants importants, la mesure de la construction et la localisation des terrains. Premièrement, la réponse des prix est plus importante (en valeur absolue) pour une variation relative des surfaces de plancher autorisées à la construction que pour la même variation relative du nombre de logements autorisés ou de la superficie artificialisée. Secondement, quelle que soit la mesure de la construction, une variation de celle-ci a d'autant plus d'impact sur les prix qu'elle est localisée dans une zone plus dense. Ces résultats sont à mettre en perspective avec les préférences des ménages. L'augmentation de la surface de plancher disponible apparaît comme

une qualité de la construction valorisée en priorité par les ménages ; elle aurait ainsi un rôle plus important à jouer pour diminuer les prix du foncier. Cette interprétation est également valable pour la localisation de la construction où, plus que la quantité totale, la proximité aux emplois et aux services des nouveaux logements est un élément déterminant à considérer pour mettre en œuvre un choc d'offre efficace.

Cet article met en exergue deux déterminants importants pour réduire le poids du foncier dans les coûts de construction de logements neufs. D'autres mériteraient également d'être étudiés, tels que les politiques foncières en termes de zonages ou d'infrastructures, ainsi que les stratégies des propriétaires de foncier constructible. La délivrance de permis de construire n'est par ailleurs pas le seul outil réglementaire à la disposition des politiques publiques. Les effets sur les prix du foncier des documents d'urbanisme – qui contraignent l'usage du sol – et de la mise en place de limites de densité pour la construction devraient également faire l'objet d'une évaluation économique. Par l'étude de l'adéquation aux préférences des ménages, nos résultats apportent néanmoins un complément d'explication aux faibles corrélations observées entre la construction et le prix des terrains ou des logements – une faible élasticité de la demande inverse – alors que la littérature académique et spécialisée invoque habituellement les restrictions de l'offre issues des contraintes réglementaires à la construction (les zonages en particulier). Par ailleurs, le lien entre le prix du foncier et la densité passe également par le type de logements construits, ce qui mériterait également une étude spécifique.

Enfin, il convient de garder à l'esprit que l'effet de baisse des prix des terrains dû à la construction n'assure pas qu'elle soit nécessairement source d'augmentation de bien-être pour les ménages. Les effets vertueux sur le prix de la terre constructible sont d'un faible ordre de grandeur et doivent être comparés aux coûts cachés et aux externalités (positives et négatives) de la construction. La proximité aux emplois et services étant valorisée par les ménages, et les logements existants étant en général mieux localisés que les terrains libres, nos résultats sur les effets de la construction sur les prix doivent être comparés avec ceux de la reconstruction, de la démolition, de la rénovation ou de la mobilisation des logements vacants. Ces derniers ne sont que partiellement pris en compte dans la présente analyse, seulement ceux relatifs à la reconstruction qui fait l'objet d'un permis de construire. En ce qui concerne l'arbitrage entre la construction de nouveaux logements et le parc des logements existants, comptent également les aménités telles que la présence de jardins ou d'espaces ouverts. Si les préférences des ménages pour ces dernières étaient suffisamment fortes pour réduire leur demande pour le parc de logements existants, moins pourvus, la reconstruction ou la rénovation n'auraient pas ou peu d'effet sur les prix. Enfin, la construction dans des endroits désirables peut se heurter à des problèmes de disponibilité physique, réglementaire ou stratégique du foncier, qui empêchent la construction et limitent l'effet vertueux de ce levier sur les prix. Des prolongements de la présente étude pourraient chercher à mesurer l'impact de la construction sur la valeur du parc des logements existants, ou analyser plus spécifiquement les contraintes liées aux disponibilités foncières. □

BIBLIOGRAPHIE

Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.

Atelier parisien d'urbanisme (2007). Comment produire du logement accessible au centre de l'agglomération métropolitaine ? Les leviers d'action sur le prix du foncier et de l'immobilier. Note de synthèse.

<https://www.apur.org/sites/default/files/documents/247.pdf> (consulté le 26/07/2018).

Ay, J.-S. (2011). *Hétérogénéité de la terre et rareté économique*. Thèse de doctorat, INRA Dijon et Université de Bourgogne.

Bartik, T. J. (1991). *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

Baum-Snow, N. & Ferreira, F. (2015). Causal inference in urban and regional economics. In:

- Duranton, G., Vernon Henderson, J. et Strange, W. C. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5, chapter 1, 3–68. Amsterdam: North Holland.
- Béchet, B., Le Bissonnais, Y. & Ruas, A. (2017).** Sols artificialisés et processus d’artificialisation des sols, Déterminants, impacts et leviers d’action. *Expertise collective de l’Institut national de la recherche agronomique*. <http://institut.inra.fr/Missions/Eclairer-les-decisions/Expertises/Toutes-les-actualites/Sols-artificialises-et-processus-d-artificialisation-des-sols#>
- Bénard, V. (2007).** *Le logement : crise publique, remèdes privés*. Paris : Éditions Romillat.
- Bisault, L. (2009).** Des territoires de plus en plus artificialisés. La maison individuelle grignote les espaces naturels. *Agreste Primeur*, 219. <http://agreste.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/primeur219.pdf>
- Bonnet, O., Bono, P.-H., Chapelle, G. & Wasmer, É. (2015).** Réflexions sur le logement, la hausse des prix de l’immobilier et les inégalités en réponse à l’ouvrage de Thomas Piketty, *Le capital au XXI^e siècle*. *Revue d’Économie Politique*, 125, 317–346. <https://doi.org/10.3917/redp.253.0317>
- Burchfield, M., Overman, H. G., Puga, D. & Turner, M. A. (2006).** Causes of Sprawl: A Portrait from Space. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 587–633. <https://academic.oup.com/qje/article-pdf/121/2/587/5324419/121-2-587.pdf>
- Caldera, A. & Johansson, Å. (2013).** The price responsiveness of housing supply in OECD countries. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 231–249. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2013.05.002>
- Cavailhès, J., Hilal, M. & Wavresky, P. (2011a).** L’influence urbaine sur le prix des terres agricoles et ses conséquences pour l’agriculture. *Économie et statistique*, 444, 99–125. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9645>
- Cavailhès, J., Mesrine, A. & Rouquette, C. (2011b).** Le foncier agricole : une ressource sous tensions. *Économie et statistique*, 444, 3–18. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9639>
- Chapelle, G. (2017).** *Land and the housing market: three essays on the role of land and its implications for public policies*. Thèse de doctorat, Institut d’études politiques de Paris.
- Charmes, E. (2007).** Le malthusianisme foncier. *Études foncières*, 125, 12–16.
- Combes, P.-P., Duranton, G. & Gobillon, L. (2016a).** The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities. *CEPR Discussion Paper* N° DP9240. <https://ssrn.com/abstract=2210209>
- Combes, P.-P., Duranton, G. & Gobillon, L. (2016b).** The Production Function for Housing: Evidence from France. *CEPR Discussion Paper* N° DP11669. <https://ssrn.com/abstract=2877274>
- Comby, J. (2015).** Le logement malade du foncier. *La revue foncière*, 3, 24–27. www.revue-fonciere.com/Rf03/Rf3Comby.pdf
- Cornuel, D. (2017).** *Marché du logement et aides publiques*. Paris : Éditions L’Harmattan.
- Courtoux, A. & Claveirole, C. (2015).** *La bonne gestion des sols agricoles : un enjeu de société. Les avis du Conseil économique sociale et environnemental*. Les éditions des Journaux officiels. http://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2015/2015_14_gestion_sols_agricoles.pdf (consulté le 26/07/2018)
- Duranton, G. & Puga, D. (2015).** Urban land use. In: Duranton, G., Vernon Henderson, J. et Strange, W. C. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5, chapter 8, 467–560. Amsterdam: North Holland.
- Epplé, D., Gordon, B. & Sieg, H. (2010).** A new approach to estimating the production function for housing. *American Economic Review*, 100, 905–924. <https://ssrn.com/abstract=1959733>
- Fondation Abbé Pierre (2016).** L’état du mal-logement en France. 21^e rapport annuel. <http://www.fondation-abbe-pierre.fr/nos-publications/etat-du-mal-logement/les-rapports-annuels/21e-rapport-sur-letat-du-mal-logement-en-france-2016> (consulté le 26/07/2018)
- Fondation pour la nature et l’homme (2017).** Préserver les sols, supports de vie. *Le Mag de la transition*. <http://www.fondation-nature-homme.org/magazine/preserver-les-sols-supports-de-la-vie/> (consulté le 26/07/2018)

- Geniaux, G., Napoléone, C. & Leroux, B. (2015).** Les effets prix de l'offre foncière. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 2015(1), 273–320.
<https://doi.org/10.3917/reru.151.0273>
- Glaeser, E. & Gyourko, J. (2018).** The Economic Implications of Housing Supply. *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 3–30.
<https://doi.org/10.1257/jep.32.1.3>
- Grieson, R. E. & White, J. R. (1981).** The Effects of Zoning on Structure and Land Markets. *Journal of Urban Economics*, 10(3), 271–285.
[https://doi.org/10.1016/0094-1190\(81\)90001-2](https://doi.org/10.1016/0094-1190(81)90001-2)
- Gyourko, J. & Molloy, R. (2015).** Regulation and Housing Supply. In: Duranton, G., Vernon Henderson, J. et Strange, W. C. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5, chapitre 19, 1289–1337. Amsterdam: North Holland.
- Hilber, C. A. & Vermeulen, W. (2016).** The Impact of Supply Constraints on House Prices in England. *Economic Journal*, 126(591), 358–405.
<https://doi.org/10.1111/ecoj.12213>
- Knoll, K., Schularick, M. & Steger, T. (2017).** No Price Like Home: Global House Prices, 1870–2012. *American Economic Review*, 107(2), 331–353.
<https://www.aeaweb.org/articles/pdf/doi/10.1257/aer.20150501>
- Kuminoff, N. V., Smith, V. K. & Timmins, C. (2013).** The New Economics of Equilibrium Sorting and Policy Evaluation Using Housing Markets. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1007–1062.
<https://www.jstor.org/stable/23644816>
- Landvoigt, T., Piazzesi, M. & Schneider, M. (2014).** Housing Assignment with Restrictions: Theory and Evidence from Stanford University's Campus. *American Economic Review*, 104(5), 7–72.
<https://www.aeaweb.org/articles/pdf/doi/10.1257/aer.104.5.67>
- Lecat, G. (2006).** Analyse économique de la planification urbaine. *Thèse de doctorat, INRA Dijon et Université de Bourgogne*.
- Levasseur, S. (2013).** Éléments de réflexion sur le foncier et sa contribution au prix de l'immobilier. *Revue de l'OFCE*, 128, 365–394.
<https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/revue/15-128.pdf>
- Quigley, J. M. & Rosenthal, L. A. (2005).** The effects of land use regulation on the price of housing: What do we know? What can we learn? *Cityscape*, 8(1), 69–137.
<https://urbanpolicy.berkeley.edu/pdf/QR2005.pdf>
- Repentin, T. & Braye, D. (2005).** Les facteurs fonciers et immobiliers de la crise du logement. *Rapport d'information parlementaire N° 442 (2004-2005)*.
<https://www.senat.fr/rap/r04-442/r04-442.html> (consulté le 26/07/2018)
- Saiz, A. (2010).** The Geographic Determinants of Housing Supply. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1253–1296.
<https://academic.oup.com/qje/article-pdf/125/3/1253/5373851/125-3-1253.pdf>
- Sanderson, E. & Windmeijer, F. (2016).** A weak instrument F-test in linear IV models with multiple endogenous variables. *Journal of Econometrics*, 190(2), 212–221.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407615001736?via%3Dihub>
- Sattinger, M. (1993).** Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of Economic Literature*, 31(2), 831–880.
<https://www.jstor.org/stable/pdf/2728516.pdf?refreqid=excelsior%3Adb472a358f3489d2f5078610c6f76313>
- Sociétés d'aménagement foncier et d'établissement rural (2018).** Comment les Safer protègent-elles les terres agricoles et l'environnement ?
<http://www.safer.fr/protection-terres-agricoles.asp> (consulté le 26/07/2018)
- Trannoy, A. & Wasmer, É. (2013).** Comment modérer les prix de l'immobilier ? *Les notes du conseil d'analyse économique N° 2*.
<http://www.cae-eco.fr/IMG/pdf/cae-note002.pdf> (consulté le 26/07/2018)
- Turner, M. A., Haughwout, A. & van der Klaauw, W. (2014).** Land use regulation and welfare. *Econometrica*, 82(4), 1341–1403.
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.3982/ECTA9823>
- Vermont, B. (2016).** *Prix des terrains à bâtir : une analyse spatiale*. THÉMA, service de l'économie, de l'évaluation et de l'intégration du développement durable (SEEIDD).

Tableau A1
Statistiques descriptives pour les variables discrètes de l'échantillon final

	Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
<i>Année d'achat du terrain</i>			
1995	521	0.2	0.2
1996	69	0.0	0.2
1997	85	0.0	0.2
1998	106	0.0	0.3
1999	171	0.1	0.3
2000	277	0.1	0.4
2001	292	0.1	0.5
2002	362	0.1	0.7
2003	553	0.2	0.9
2004	829	0.3	1.2
2005	1 520	0.5	1.7
2006	5 060	1.8	3.5
2007	31 287	11.2	14.7
2008	29 742	10.7	25.4
2009	22 360	8.0	33.4
2010	32 178	11.5	44.9
2011	40 852	14.6	59.5
2012	45 738	16.4	75.9
2013	37 576	13.5	89.4
2014	27 172	9.7	99.1
2015	2 481	0.9	100
<i>Terrain viabilisé</i>			
Non	105 239	37.7	37.7
Oui	173 992	62.3	100
<i>Intermédiaire lors de l'achat</i>			
Non renseigné	6 439	2.3	2.3
Agence	66 264	23.7	26
Constructeur	46 294	16.6	42.6
Autre	49 608	17.8	60.4
Aucun	110 626	39.6	100
<i>Catégorie socioprofessionnelle</i>			
Agriculteur	2 481	0.9	0.9
Artisan	18 111	6.5	7.4
Cadre	52 224	18.7	26.1
Intermédiaire	27 430	9.8	35.9
Employé	124 106	44.5	80.4
Ouvrier	36 291	13	93.4
Retraité	18 588	6.7	100
<i>Âge au dépôt du permis de construire</i>			
< 30	75 542	27.1	27.1
30-39	107 629	38.5	65.6
40-49	49 352	17.7	83.3
50-59	27 610	9.9	93.2
> 60	19 098	6.8	100

Champ : France Métropolitaine.
Source : EPTB (SDES).

Tableau A2
Équations de demande inverse en superficies constructibles

	Variable dépendante: Log du prix par ha des terrains, estimation par doubles moindres carrés					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Densité de population (log) [β_1]	0.307*** (0.016)	1.378*** (0.111)	0.573*** (0.111)	0.604*** (0.043)	0.334*** (0.069)	0.388*** (0.045)
Superficies constructibles (log) [β_2]	- 0.245*** (0.045)	0.115** (0.053)	- 0.933*** (0.270)	- 0.614*** (0.107)	- 0.357** (0.161)	- 0.075 (0.102)
Superficies x Densité (log) [β_3]		- 0.079*** (0.008)		- 0.080*** (0.006)		- 0.084*** (0.006)
Surface du terrain (log)	- 0.857*** (0.007)	- 0.854*** (0.006)	- 0.701*** (0.012)	- 0.701*** (0.005)	- 0.680*** (0.009)	- 0.683*** (0.006)
Terrain viabilisé (0-1)	0.177*** (0.008)	0.173*** (0.006)	0.204*** (0.012)	0.203*** (0.005)	0.188*** (0.006)	0.188*** (0.004)
Agence (0-1)	0.226*** (0.011)	0.225*** (0.009)	0.131*** (0.017)	0.133*** (0.008)	0.102*** (0.010)	0.107*** (0.008)
Constructeur (0-1)	0.032*** (0.010)	0.031*** (0.009)	0.009 (0.013)	0.006 (0.006)	0.020** (0.008)	0.016*** (0.006)
Autre intermédiaire (0-1)	- 0.001 (0.009)	- 0.003 (0.008)	0.029*** (0.011)	0.027*** (0.006)	0.031*** (0.007)	0.028*** (0.006)
Aucun intermédiaire (0-1)	- 0.046*** (0.009)	- 0.046*** (0.008)	- 0.020* (0.012)	- 0.021*** (0.006)	- 0.008 (0.008)	- 0.011* (0.006)
F COND.	99.741***	99.741***	4.656***	4.656***	6.68***	6.68***
SARGAN	0***	0***	0***	0.074*	0***	0.832
F RGA	1.153	1.153	0	0	2.214	2.214
F AGRI	128.142***	128.142***				
F PENTE			16.421***	16.421***	22.262***	22.262***
I de Moran	0.532***	0.513***	0.356***	0.258***	0.353***	0.250***
Effets Fixes			AU	AU	ZE	ZE
Observations	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215	279 215
Écart-type résiduel	0.65	0.579	0.807	0.418	0.512	0.411

Notes : cf. tableau 3.

Champ : France métropolitaine.

Source : EPTB (SDES), Sit@del2 (SDES), Insee, BD ALTI (IGN), Cerema, Basias (BRGM), SSP, traitement des auteurs.

Pourquoi les indices des prix des logements évolueraient-ils différemment dans le neuf et dans l'ancien ? Une analyse sur la France

New or old, why would housing price indices differ? An analysis for France

Thomas Balcone* et Anne Laferrère*

Résumé – En France, des indices des prix des logements sont calculés depuis 1996 pour l'ancien (*Indices Notaires-Insee*) et depuis 2013 pour le neuf (*Indice des prix des logements neufs*). L'évolution et la volatilité des deux indices diffèrent. Nous en explorons les raisons à partir des données notariales et des enquêtes sur la commercialisation de logements neufs (*ECLN*) et les prix des terrains à bâtir (*EPTB*). Les méthodes de calcul et les champs des indices contribuent assez peu aux différences. La localisation des logements neufs et anciens diffère, mais ceci n'explique encore qu'une partie des différences. Décomposer la valeur d'un logement entre celle du terrain et celle du bâti révèle que la part du terrain est plus élevée dans l'ancien que dans le neuf. Prix des terrains et prix des logements anciens évoluent de manière très similaire. Les prix du bâti ont davantage d'influence sur les prix du neuf. Néanmoins, les coûts de construction sont sensibles à la tendance suivie par les prix des terrains. La construction contracyclique de logements sociaux a pu contribuer à réduire la volatilité des prix des logements neufs.

Abstract – In France, housing price indices have been computed since 1996 for second-hand dwellings (*Indices Notaires-Insee*) and since 2013 for new dwellings (*Indice des prix des logements neufs*). The evolution and volatility of the two indices differ. We explore why, using notarial data and surveys on new home sales (*ECLN*) and the price of building land (*EPTB*). The computation methods and the scopes of the indices contribute relatively little to the differences. The location of new and old housing differs, but this still explains only part of the differences. Decomposing a home value between that of land and that of buildings reveals that the share of land is higher for second-hand than for new dwellings. Land and second-hand dwellings price indices evolve in a very similar way. Structures prices have a greater influence on the price index of new homes. Nevertheless, construction costs are sensitive to the trend in land prices. The counter-cyclical construction of social housing may have contributed to reduce the volatility of new homes prices.

Codes JEL / JEL Classification: C43, C81, E31, R31

Mots-clés : indices, modèles hédoniques, demande de logements

Keywords: indices, hedonic models, housing demand

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.

* Insee au moment du lancement de cette étude (thomas.balcone@enseignementsup.gouv.fr ; anne.laferrere@dauphine.fr)

Nous sommes reconnaissants au conseil scientifique des Indices Notaires-Insee, à Ronan Le Saout et à Benjamin Vignolles pour les discussions utiles. Ce dernier a également fourni son calcul de la variable de distance relatif à l'EPTB. Nous remercions Cédric Cailly pour son aide concernant les données de l'EPTB ainsi que l'Insee et le SDES (Service de la donnée et des études statistiques du Ministère de la Transition écologique et solidaire) de nous avoir permis d'accéder à des données à diffusion restreinte (convention n° 2014065NF). Nous remercions également les notaires d'avoir fourni les données utilisées dans le cadre de la comparaison méthodologique. Dernier point mais non le moindre, deux rapporteurs anonymes ont fourni des critiques et des commentaires précieux. Nous restons seuls responsables des erreurs.

Reçu le 8 juin 2017, accepté après révisions le 17 mai 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Balcone, T. & Laferrère, A. (2018). New or old, why would housing price indices differ? An analysis for France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 69–95. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1946>

Les indices de prix des logements anciens sont publiés trimestriellement en France depuis 1996¹. Les prix de vente enregistrés par les notaires servent à calculer ce que l'on appelle les *Indices Notaires-Insee (INI)* ci-après), aux niveaux national et local². Depuis 2013, un indice de prix des logements neufs (*IPLN*), est calculé par l'Insee à partir des prix collectés dans le cadre de l'enquête sur la commercialisation des logements neufs (*ECLN*)³. Il est vite apparu que les évolutions des indices *INI* et *IPLN* présentaient de légères différences. Entre 2006 et 2015, l'indice *INI* était plus de deux fois plus volatile que l'indice *IPLN*. Cet article vise à étudier l'origine de telles différences.

Une première partie résume les méthodes actuelles de calcul des indices des prix des logements neufs et anciens, et met en évidence les différences d'évolution de ces deux indices. Ensuite, deux sources potentielles de différences, de nature méthodologique, sont examinées : l'effet des méthodes de calcul et celui de la différence des champs couverts par chacun des indices ; en effet, les maisons construites individuellement dans le cadre d'un permis concernant ce seul logement (« individuel pur », IP) sont exclues de l'indice *IPLN*. Nous complétons l'indice *IPLN* par un indice couvrant l'individuel pur en utilisant une autre riche source de données, l'*Enquête sur le prix des terrains à bâtir (EPTB)* ; ceci permet de calculer un indice étendu des prix des logements neufs, que nous appelons *IPLN++*. Éliminer les différences de méthode et de champ ne supprime ni les différences d'évolution, ni celles de volatilité. Nous considérons alors d'autres sources d'écart entre l'évolution des indices. Les marchés des logements neufs et anciens diffèrent : en particulier, les logements neufs ne sont pas situés dans les mêmes zones géographiques que les logements anciens ; ils sont principalement construits à la périphérie des villes, où les terrains sont disponibles et moins chers. La part du terrain dans la valeur du logement serait ainsi plus faible pour les logements neufs que pour les logements anciens, et ceci pourrait influencer l'évolution des prix. Nous menons alors deux types d'exercices. Le premier s'appuie sur les informations géographiques limitées fournies par les données utilisées pour calculer les deux indices, l'*INI* et l'*IPLN*. La distance au centre-ville n'est pas connue, seule la commune l'est. Nous calculons un indice de l'ancien en ne considérant que les logements anciens situés dans les mêmes communes que les logements neufs. La différence entre les deux indices est quelque peu réduite mais non éliminée. Dans un second temps,

à partir des données issues de l'*EPTB*, deux indices ont été calculés pour les terrains et les structures construites (le bâti), puis comparés aux indices *INI* et *IPLN*. Les prix des logements anciens semblent être davantage influencés par l'évolution des prix des terrains que par celle des prix du bâti. Ces derniers ont, au contraire, davantage d'influence que les prix des terrains sur les prix des logements neufs. Cependant, les coûts de construction sont également sensibles à la tendance générale suivie par les prix des terrains. À la recherche d'autres explications potentielles, deux caractéristiques sont frappantes : la différence entre les deux indices a été particulièrement importante pendant la crise de 2008 à 2009, les prix des logements anciens étant alors plus volatils que ceux des logements neufs. L'analyse des séries chronologiques des nombres de ventes et de constructions suggère que le mouvement contracyclique de la construction de logements sociaux aurait pu contribuer à la volatilité inférieure des prix des logements neufs, durant la crise en particulier.

Méthodes actuelles de calcul des indices des prix des logements neufs et anciens en France

L'approche de l'indice des prix des logements anciens est celle de l'imputation hédonique, tandis que celle de l'indice des prix des logements neufs est celle d'un modèle hédonique à indicatrice temporelle sur périodes adjacentes.

Les logements anciens : l'Indice Notaires-Insee (INI)

L'indice des prix des logements anciens (*INI*) est calculé par une méthode hédonique basée sur l'estimation de modèles désagrégés dans des zones de prix homogènes, en séparant les maisons (181 zones) et les appartements (112 zones). Les zones de prix sont déterminées par une classification ascendante hiérarchique basée sur différentes statistiques établies au niveau du quartier ou du canton, ajoutant aussi un critère géographique de contiguïté hors Île-de-France. Les données sont celles des prix de transaction

1. Anciens au sens fiscal, c'est-à-dire ayant plus de 5 ans ou étant vendus pour la seconde fois.

2. Voir : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/series/102770558>. Les fichiers Excel sont également joints à chaque publication trimestrielle. Voir par exemple : <https://www.insee.fr/fr/statistiques?debut=0&theme=30&conjoncture=56>.

3. Enquête sur la commercialisation des logements neufs réalisée par le SDES. Voir Balcone (2013, 2018) pour plus de détails.

collectés par les notaires (cf. Gouriéroux & Laferrière, 2009 et Clarenc *et al.*, 2014 pour plus de détails). Chaque trimestre, les modèles sont utilisés pour estimer, dans chaque zone, le prix d'un parc de référence fixe de logements. Ce parc de référence est composé de deux ans de transactions et mis à jour tous les deux ans. L'indice est donc un indice de prix des transactions, et non un indice de l'ensemble du stock de logements ; mais le « panier » est suffisamment large pour ne pas être biaisé par les variations à court terme du marché⁴. Le modèle de base est le suivant (les indices des zones sont omis) :

$$\log p_i = \log p_0 + \sum_{a=1}^2 \mu_a Y_{a,i} + \sum_{m=1}^{12} \theta_m M_{m,i} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où :

- p_i est le prix (par m² pour les appartements) du logement i ;
- $Y_{a,i}$ est une indicatrice de l'année de vente du logement i ;
- $M_{m,i}$ est une indicatrice du mois de vente du logement i ;
- $X_{k,i}$ sont les K caractéristiques du logement i , les caractéristiques physiques (taille ; nombre de pièces, de salles de bains, de niveaux ; existence d'un garage ; présence d'un ascenseur pour les appartements), la date de construction, la surface du terrain pour les maisons, etc., et des variables indicatrices de quartier, proxys des aménités locales ;
- p_0 est le prix du logement « de référence » défini par les caractéristiques omises des variables du modèle (1)⁵.

De tels modèles peuvent être estimés à chaque date t , pour estimer le prix du parc de référence à chaque date. En pratique, les modèles ne sont révisés que tous les deux ans⁶. L'indice correspond au rapport des valeurs estimées du panier de référence en t et $t - 1$. Les indices sont ensuite chaînés de période en période. Pour la publication, les sous-indices par zone et par type de logement sont agrégés à de plus hauts niveaux géographiques⁷. L'agrégation se fait par moyennes géométriques lorsque le niveau géographique est infra-départemental, une zone suffisamment petite où le consommateur est supposé faire ses choix résidentiels, et par moyennes arithmétiques à des niveaux

géographiques plus élevés, avec des pondérations reflétant les valeurs des transactions⁸.

L'Indice des prix des logements neufs (IPLN)

La source de données est l'ECLN. Cette enquête porte sur l'ensemble des permis de construire de 5 logements et plus : maisons individuelles faisant partie d'un lotissement (appelées « individuel groupé », IG), et ensemble des logements s'il s'agit d'un immeuble collectif (i.e. les appartements, appelés « collectif », Coll). Les maisons individuelles construites individuellement, correspondant à l'« individuel pur » (IP), sont exclues du champ de l'indice car, excepté lorsqu'elles sont construites par un promoteur immobilier et vendues « clés en main », aucun prix de vente à proprement parler n'est enregistré. Ceci est cohérent avec le champ de l'indice européen des prix des logements neufs⁹. L'enquête ECLN ne couvre que les logements construits pour le marché privé. La construction subventionnée destinée au secteur social est exclue de son champ. Le champ de l'indice des prix des logements neufs (IPLN) est comparé à celui de toutes les constructions et ventes de logements neufs sur la période 2006-2012 dans le tableau 1. Sur cette période, le logement social représente environ 14 % des constructions neuves et 18 % lorsque la part, croissante, du logement social construit par les promoteurs privés est prise en compte. L'indice IPLN couvre 61 % de l'ensemble des logements neufs (IG + Coll) destinés au marché privé et 98 % de ceux pour lesquels un prix est enregistré.

Pour un logement neuf vendu sur le marché privé, près de trois logements anciens sont vendus. C'est pourquoi les indices des prix des logements anciens peuvent être calculés à différents niveaux géographiques, et séparément pour les maisons et les appartements, tandis que l'indice officiel des

4. 1/20^e des valeurs extrêmes sont exclues du calcul.

5. Par exemple, la maison de référence a une surface de 100 m² sur un terrain de 610 m², 4 chambres, 2 niveaux, un garage, une salle de bains, est de date de construction inconnue et vendue en décembre de la 2^e année de la période de référence. Les R² sont compris entre 0.25 et 0.85.

6. Par exemple, le modèle estimé pour la période 2009-2010 a été utilisé pour calculer les indices sur la période 2012-2013.

7. Seuls les sous-indices des villes ou des départements avec suffisamment de transactions ont le label Notaires-Insee.

8. Par construction, ces modèles ne permettent que d'obtenir des évolutions de prix différentes par zone, pour les maisons d'une part et les appartements d'autre part. Ils supposent que l'évolution des prix d'un panier de logements donné est la même au sein d'une zone, quel que soit le nombre de pièces ou la date de construction. La méthode de calcul est détaillée dans Clarenc *et al.* (2014) sur <https://www.insee.fr/fr/information/2569926>.

9. Voir le règlement OOH (Owner-Occupied Housing - Logements occupés par leur propriétaire, règlement de la Commission (UE) n° 93/2013).

Tableau 1
Logements neufs construits, logements anciens vendus, et couverture des indices de prix

	Nombre de logements (*)	Part de l'ensemble des logements (en %)	Type de logement	Part par type de logement neuf (en %)	Indices
Nouveaux logements construits pour :	372 866	33	-	-	-
le marché privé	304 580	27	Maisons individuelles « individuel pur » (IP)	39	IPLN
			Maisons individuelles « individuel groupé » (IG)	12	
			Appartements (« Collectif ») + Résidences	49	
le marché public	68 286	6	Maisons individuelles « individuel pur » (IP)	1	
			Maisons individuelles « individuel groupé » (IG)	25	
			Appartements (« Collectif »)	74	
Ventes de logements anciens	740 571	67			INI
Total	1 113 438	100			

(*) Moyenne annuelle sur la période 2006-2012.

Note : les logements construits dans le cadre d'un permis de construire de 2 à 4 logements sont en principe inclus dans l'individuel groupé (IG) ou le Collectif mais ils sont exclus du champ de l'enquête ECLN et par conséquent du champ de l'IPLN (ces logements ne représentent que 2 % des logements neufs construits pour le marché privé). Les logements transmis par legs ou don sont exclus.

Source : Sit@del2 pour le nombre total de nouveaux logements. Le nombre de constructions pour le marché public est estimé à partir du nombre de logements construits dans le secteur social y compris ceux construits en VEFA (vente en l'état futur d'achèvement) par le secteur privé pour le secteur public (cf. CDC, 2015). Les ventes de logements anciens sont estimées à partir des données de la CGEDD, de la DGFIP (MEDOC) et des bases notariales (<http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/nombre-et-montant-des-ventes-immobiliieres-a1003.html>). Voir Friggit (2014) pour des détails sur la méthode de calcul.

prix des logements neufs, l'IPLN, n'est calculé qu'au niveau national. Par ailleurs, du fait du nombre différent de prix enregistrés disponibles, les indices sont calculés avec des méthodologies différentes : l'imputation hédonique pour l'INI et la méthode à indicatrice temporelle sur deux périodes adjacentes pour l'IPLN.

Chaque trimestre, le modèle est estimé à partir des données collectées au cours des deux derniers trimestres. Les données ne sont disponibles qu'au niveau du programme de construction, et non au niveau du logement. Les informations suivantes sont fournies par type de construction (« individuel groupé », IG ou « collectif », Coll)¹⁰ pour chaque classe de nombre de pièces (de 1 à 6 ou plus) : le nombre total de logements vendus, la surface moyenne en m² et le prix moyen des logements vendus¹¹.

Le modèle hédonique est le suivant :

$$\forall t = T-1, T \text{ et } \forall i = 1, \dots, nb_obs(t),$$

$$\ln(\bar{p}_{i,t}) = \alpha + \beta_s \ln(S_{i,t})$$

$$+ \sum_{k=1}^K \beta_k I_{i,t,k} + \delta_T D_{i,t,T} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

où :

- $\bar{p}_{i,t}$ est le prix moyen des logements du programme¹² i vendus au trimestre t ;
- $S_{i,t}$ est la surface moyenne en m² des logements du programme i vendus au trimestre t ;
- $I_{i,t,k}$ est un vecteur des caractéristiques des logements : type de construction (IG ou Coll), nombre de pièces, indicatrices relatives au standing du logement, à la présence d'une piscine, de la climatisation, d'un balcon pour les appartements, etc. ;
- la localisation est prise en compte à partir de 14 indicatrices correspondant à des zones

10. Et si les logements vendus sont des logements privés ordinaires ou des logements appartenant à des résidences offrant des services collectifs spécifiques.

11. Ainsi, seules les caractéristiques moyennes des logements vendus d'un programme de construction sont disponibles. Pour des maisons similaires, cela ne pose pas de problème. Pour les appartements, certaines caractéristiques importantes, comme le niveau dans l'immeuble, sont inconnues. C'est sans conséquence si le prix relatif de la variable omise est constant et que la fréquence des caractéristiques est également constante dans le temps.

12. Plus exactement, le prix correspond à un programme de construction et à une classe de nombre de pièces.

homogènes en termes de prix au mètre carré¹³, et d'indicatrices relatives à certaines caractéristiques de la commune (communes du littoral ou de l'arrière-pays littoral¹⁴, stations de sports d'hiver ou de montagne) ;

- $D_{i,t,T}$ est une indicatrice temporelle pour le trimestre T.

La variation trimestrielle de l'indice est obtenue en prenant l'exponentielle du coefficient associé à l'indicatrice temporelle. Contrairement aux logements anciens, il n'y a qu'un seul modèle pour l'ensemble de la France¹⁵. De plus, les maisons et les appartements ne sont pas séparés en raison du faible nombre d'observations disponibles chaque trimestre dans l'*ECLN*¹⁶. Balcone (2013, 2018) décrit de manière détaillée la méthode de calcul. Les principales différences entre les indices des prix des logements neufs et anciens sont indiquées dans le tableau 2.

Comparaison des indices de prix des logements neufs et anciens

Sur la période 2006 à 2015, les indices des prix des logements neufs et anciens ont évolué différemment (figures I à III) : la différence moyenne en valeur absolue entre les taux de croissance trimestriels des deux indices n'est pas négligeable (1.2 points de pourcentage). Il en va de même pour les taux de croissance annuels (2.4 points). En fait, les deux indices suivent la même tendance sauf sur la période de crise de T4_2008 à T1_2010 et à nouveau en T4_2014 (figure III). En T4_2008, l'indice *INI* baisse de 4 points, à nouveau de 4 points en T1_2009, et de 2 points en T2_2009. L'indice *IPLN* ne baisse que de 2 points en T4_2008. En T4_2014 l'indice *INI* baisse de 2 points alors que l'indice *IPLN* ne change pas. L'indice des prix des logements anciens semble être deux fois plus volatil que celui des logements neufs (*IPLN*) : l'écart-type

de son taux d'évolution annuel sur cette période était de 4.59 % alors qu'il était de 2.31 % pour l'*IPLN*.

Une source potentielle de différences entre les indices *IPLN* et *INI* : la méthodologie

Une première source possible de différences entre les évolutions des deux indices vient à l'esprit : celle due aux méthodes différentes : méthode hédonique sur périodes adjacentes basée sur un modèle unique d'une part, méthode d'imputation hédonique à un niveau géographique d'autre part Balcone (2013, 2018) l'a explorée en détail. La section suivante résume ses résultats. La période d'observation est limitée à la période de 2006 à 2010 en raison de la disponibilité des données des notaires pour cette simulation.

La différence des méthodes de calcul a peu d'effet

À partir des données de vente des logements anciens servant au calcul de l'indice *INI*, Balcone (2013) utilise le même modèle hédonique à indicatrice temporelle sur deux périodes adjacentes que celui de l'indice des prix des logements

13. Les 14 zones ont été déterminées par une classification ascendante hiérarchique basée sur 8 grandes régions (ZEAT) et 9 tailles d'unités urbaines, et en utilisant les prix et surfaces des logements vendus. Une unité urbaine est une commune ou un ensemble de communes présentant une zone de bâti continu (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) de plus de 2 000 habitants.

14. La loi Littoral n° 86-2 (1986) établit ce classement : une commune littorale (ou maritime) est une commune située directement en bord de mer, d'océans ou d'étangs salés ; l'arrière-pays littoral est, quant à lui, défini comme l'ensemble des communes non littorales des cantons littoraux, un canton littoral étant un canton ayant au moins une commune littorale.

15. France métropolitaine hors Corse.

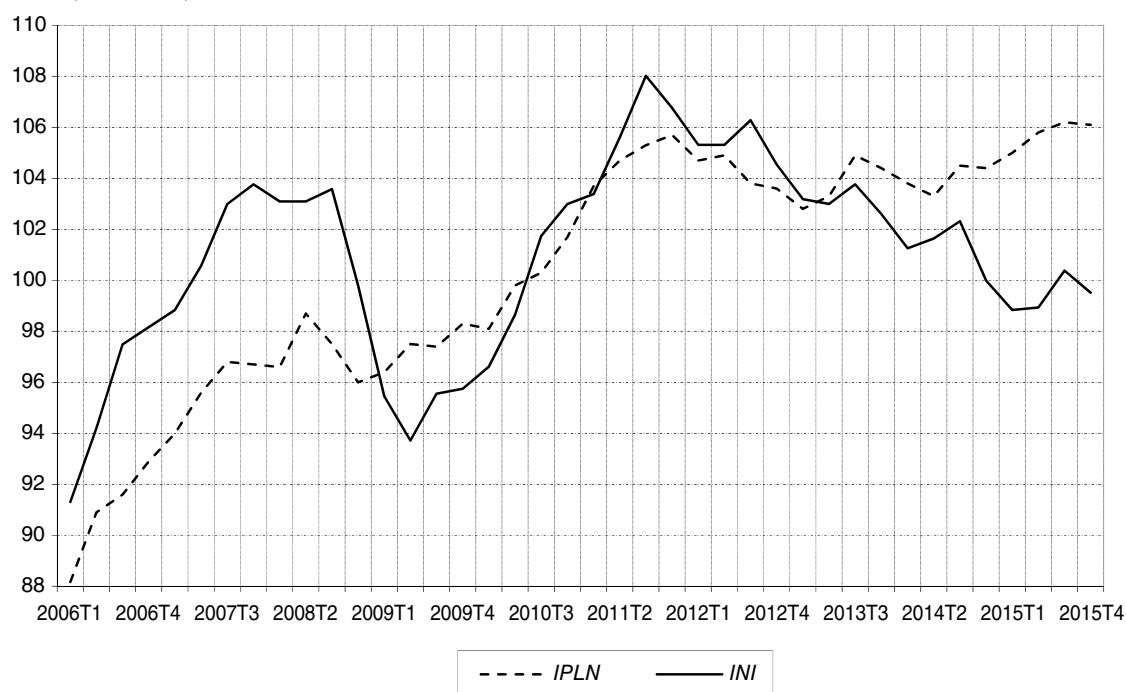
16. Sur la période T1_2006 - T3_2012, le nombre trimestriel moyen d'observations est de 8 194 « programmes x nombre de pièces », correspondant à 26 105 logements neufs. Dans la régression, chaque observation est pondérée par le nombre correspondant de logements vendus.

Tableau 2
Principales différences entre les indices des prix des logements neufs et anciens

	<i>IPLN</i>	<i>INI</i>
Données	Enquête sur la commercialisation des logements neufs : <i>ECLN</i>	Transactions enregistrées dans les bases notariales : base de données <i>BIEN</i> (Base d'informations économiques notariales) pour l'Île-de-France et base de données <i>Perval</i> (Min.not ADSN) pour la province.
Méthode	Modèle hédonique à indicatrice temporelle sur deux périodes adjacentes	Imputation hédonique
Effet géographique	14 indicatrices pour les zones + caractéristiques des communes, dans un seul modèle	Un modèle hédonique pour chacune des 293 zones + indicatrices pour les quartiers

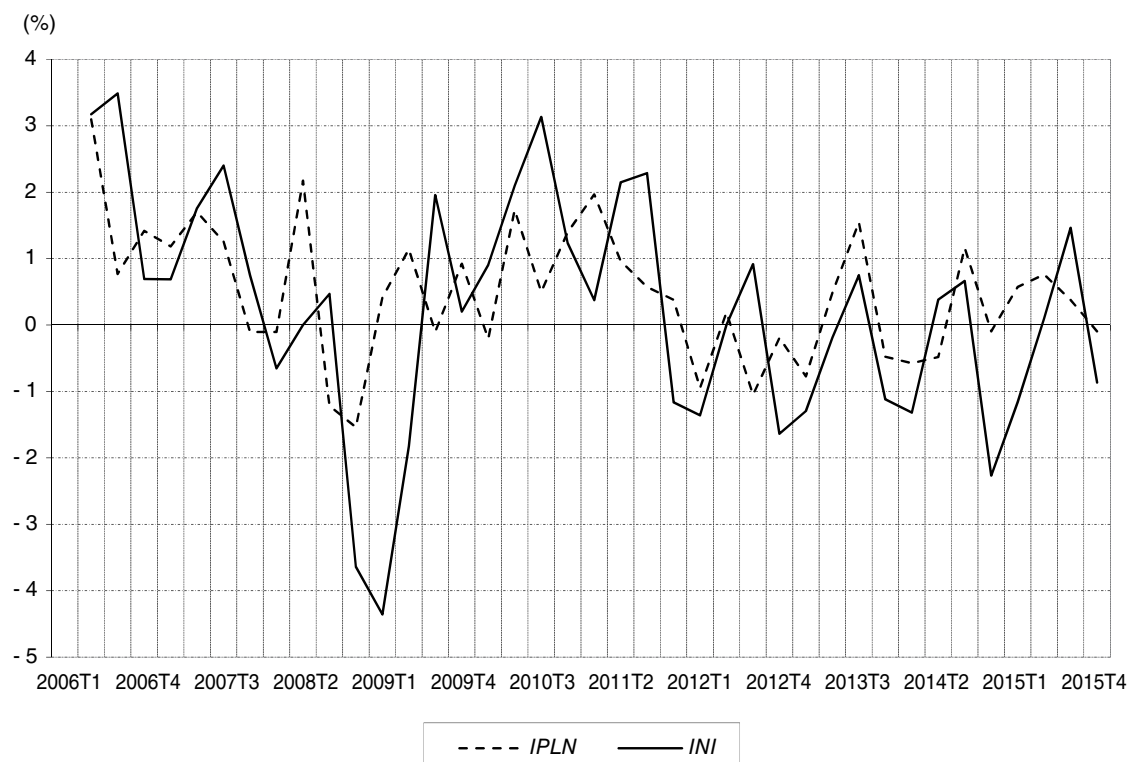
Figure I
Indices de prix de logements neufs (*IPLN*) et anciens (*INI*) entre 2006 et 2015

Indice (2010 = 100)



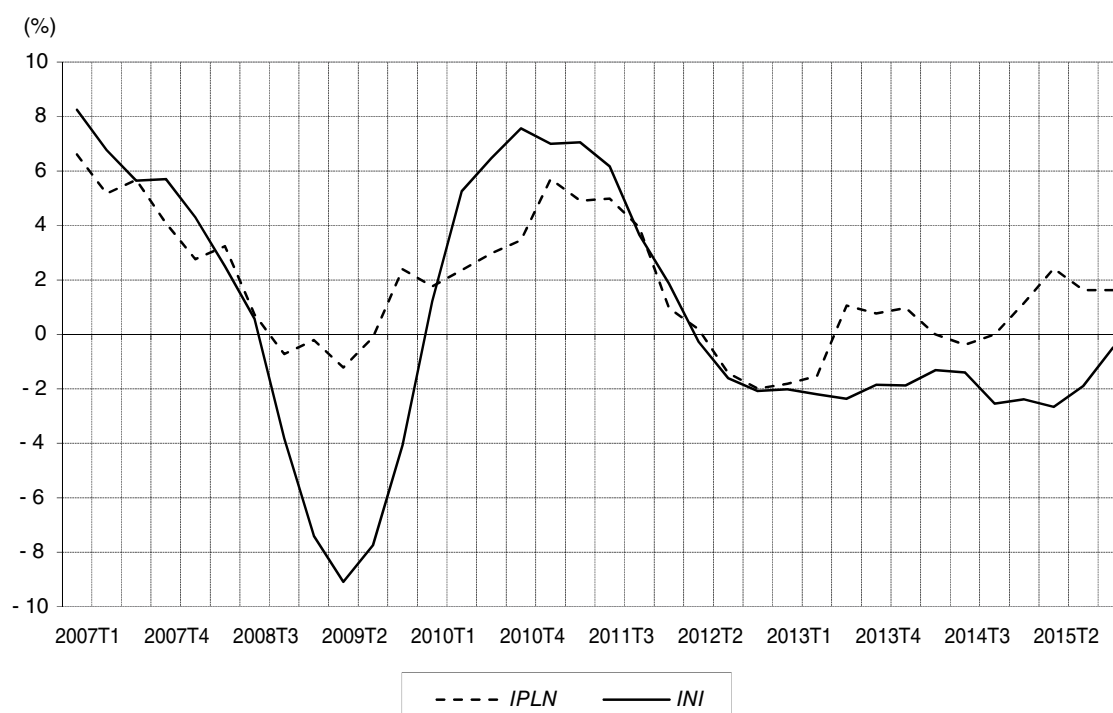
Source : bases de données ECLN, BIEN et Perval (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

Figure II
Taux de croissance trimestriel des indices de prix de logements neufs (*IPLN*) et anciens (*INI*) de 2006 à 2015



Source : bases de données ECLN, BIEN et Perval (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

Figure III
Taux de croissance annuel des indices de prix des logements neufs (*IPLN*) et anciens (*INI*) entre 2006 et 2015



Note : la croissance annuelle représente l'évolution de l'indice trimestriel année après année.
Source : bases de données *ECLN*, *BIEN* et *Perval* (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

neufs. Deux indices ont été calculés : un pour les maisons et un pour les appartements. Afin de se rapprocher du plus petit nombre de variables explicatives issues de l'*ECLN*, le nombre de variables a été réduit par rapport au modèle (1), les indicatrices géographiques étaient les mêmes que dans le modèle (2), et un seul modèle a été utilisé pour l'ensemble du pays.

Ces indices expérimentaux pour les maisons et appartements anciens sont comparés aux indices *INI*. La seule source de différence entre ces deux ensembles d'indices étant la méthode de calcul, l'écart entre eux est utilisé pour évaluer le biais potentiel dû à des méthodes différentes. Pour les maisons, la valeur absolue de la différence entre les deux indices n'est pas supérieure à 2.6 points d'indice (figure IV-A), même si les variations saisonnières de l'indice « périodes adjacentes » sont plus prononcées que celles de l'indice *INI* (figure IV-B). Les profils annuels sont similaires et les différences, le plus souvent, ne vont pas au-delà d'un point de pourcentage (non reporté). La différence est plus importante (deux points de pourcentage) en T3_2009 au milieu de la crise. La différence entre les méthodes de calcul ne

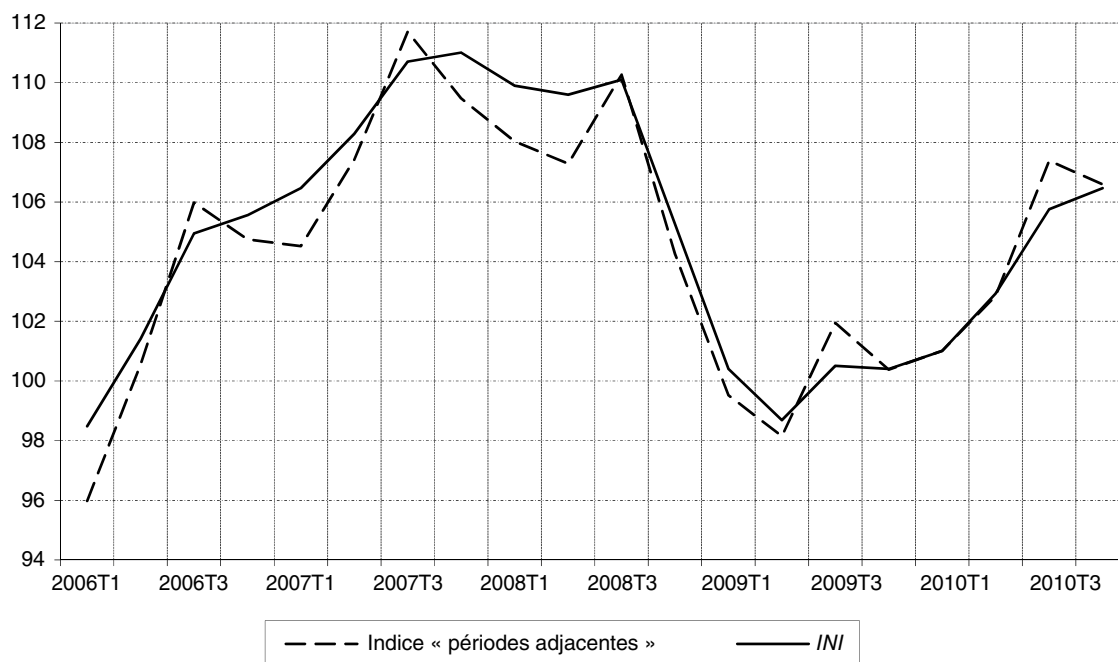
peut donc pas expliquer la différence d'évolution entre les indices des logements anciens et neufs en ce qui concerne les maisons. Pour les appartements anciens, la valeur absolue de la différence entre les deux indices de prix n'est pas supérieure à 2.6 points d'indice (figure V-A). Par ailleurs, les taux d'évolution des deux indices sont également proches (figure V-B).

Les résultats, tant pour les maisons anciennes que pour les appartements anciens, conduisent à conclure que même si la méthode de calcul mise en œuvre pour l'indice *INI* est très différente de la méthode simplifiée sur périodes adjacentes, la différence finale au niveau national est étonnamment faible. La méthode « périodes adjacentes » conduirait à un indice moins volatil, comme pour l'*IPLN* par rapport à l'*INI*. Par exemple, pour la période 2006 à 2010 en ce qui concerne les maisons, l'écart-type du taux d'évolution annuel est de 5.90 % pour l'*INI* et 5.58 % pour l'indice « périodes adjacentes ». Cependant, la méthode n'explique pas l'écart entre l'*INI* et l'*IPLN* observé pendant la période de crise entre T4_2008 et T1_2010.

Figure IV
Maisons anciennes : indice sur « périodes adjacentes » et indice *INI*, de T1_2006 à T4_2010

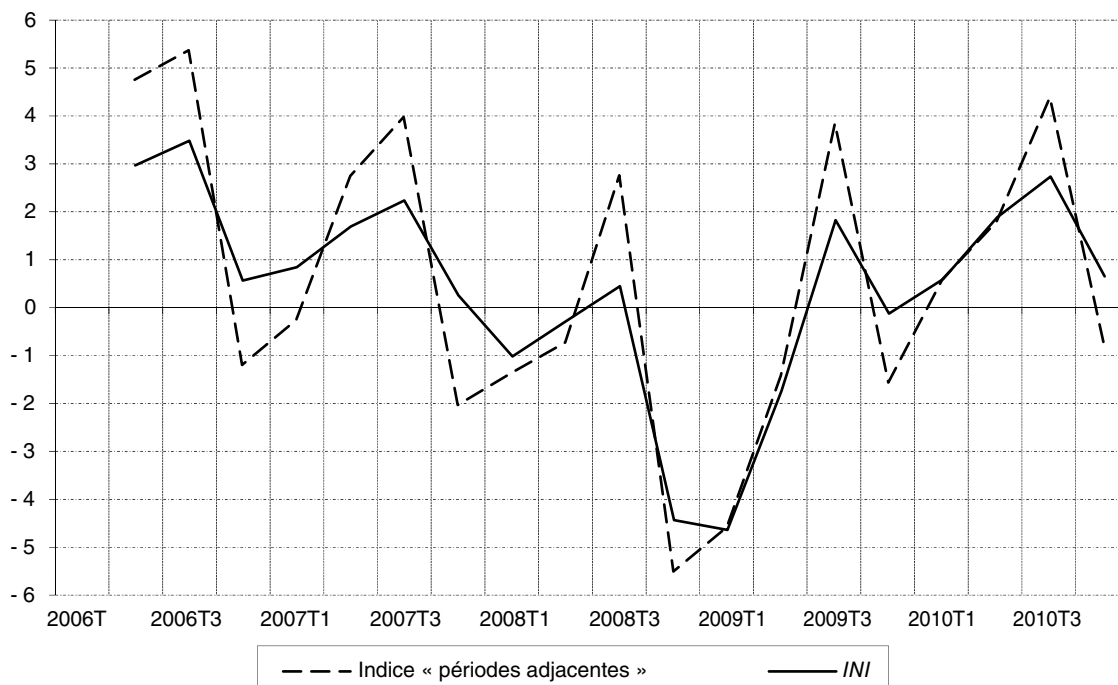
A – Indices

Indice (2009 = 100)



B – Taux de croissance trimestriels

(%)



Source : bases de données ECLN, BIEN et Perval (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

Figure V

Appartements anciens : indice sur « périodes adjacentes » et indice *INI*, de T1_2006 à T4_2010

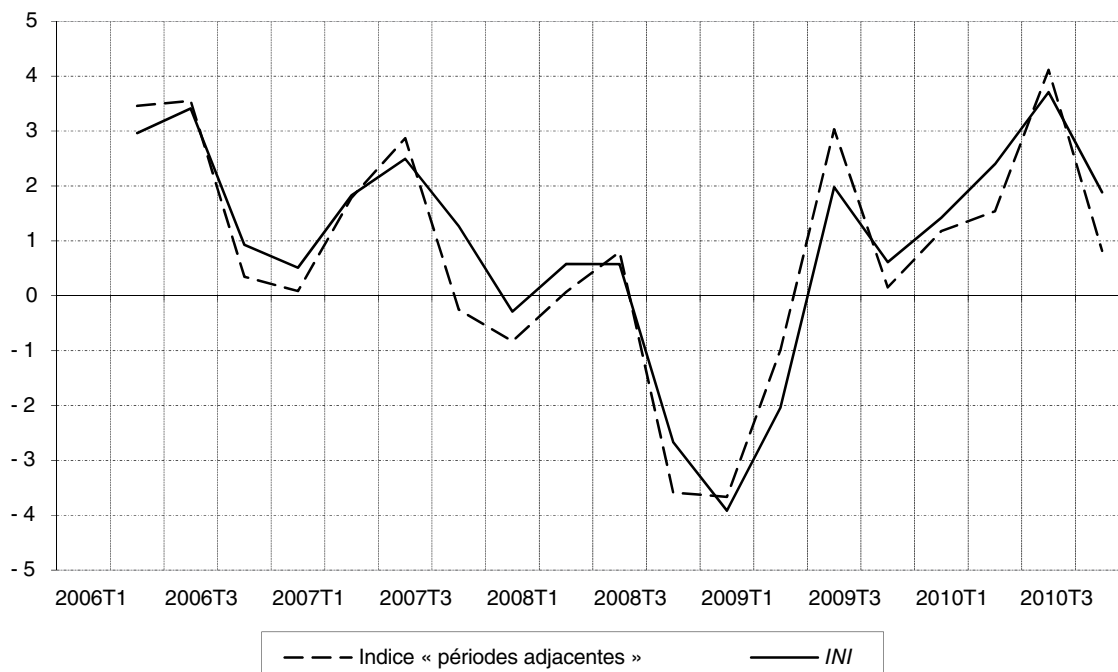
A – Indices

Indice (2009 = 100)



B – Taux de croissance trimestriels

(%)



Source : bases de données *ECLN*, *BIEN* et *Perval* (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

L'ajout à l'indice *IPLN* des maisons construites individuellement

Comme indiqué dans le tableau 1, le champ des indices est différent pour les logements neufs et anciens : l'*IPLN* ne couvre que les logements « individuels groupés » (IG) et les logements « collectifs » (Coll) alors que l'*INI* comprend également les maisons construites individuellement (« individuel pur », IP). Pour obtenir un indice d'ensemble de logements neufs, nous utilisons une autre source riche de données : l'enquête *EPTB*¹⁷. Elle couvre les permis de construire des maisons individuelles (IP) et fournit les prix et caractéristiques des terrains (surface en m², s'ils ont été achetés ou non, date d'achat éventuel, indication de réalisation de travaux, etc.). Elle fournit également le prix attendu de la construction et certaines caractéristiques de la maison : surface au sol, coordinateur principal des travaux, type de système de chauffage. Nous conservons 344 847 observations pour lesquelles des terrains situés en France métropolitaine ont été achetés entre 2006 et 2012¹⁸, et dont la surface de la parcelle achetée est égale à celle enregistrée dans le permis de construire¹⁹. À partir de ces données, on calcule un indice de prix à qualité constante pour les maisons individuelles neuves de type IP, avec la méthode sur périodes adjacentes.

Un indice de prix pour les maisons construites individuellement

Comme les données de l'*EPTB* sont plus riches que celles de l'*ECLN*, l'impact de la localisation peut être pris en compte en estimant un modèle hédonique par région. Sont incluses les caractéristiques de la municipalité : littoral, estuaire, arrière-pays littoral ou station de ski ou de montagne. Nous contrôlons également le type d'unité urbaine : si la commune est une seule unité urbaine, c'est une « ville isolée » ; si elle appartient à une unité urbaine constituée de plusieurs communes, c'est alors soit un « centre-ville », soit une « banlieue »²⁰ ; les communes en dehors des unités urbaines sont dites « rurales ». On ajoute enfin la distance à vol d'oiseau en kilomètres entre la commune du terrain acheté et le centre urbain le plus proche²¹. En outre, les différences de qualité entre les maisons sont prises en compte en ajoutant des indicatrices pour les caractéristiques de la construction. Le modèle hédonique (3), utilisé pour chacune des 21 régions r , est le suivant (en omettant l'indice de la région) :

$$\forall A = 2007, \dots, 2012, \forall a = A - 1, A, \forall i.$$

$$\begin{aligned} \ln(p - V_{i,a}) = & \alpha_A + \beta_{s-L}^A \ln(s - L_{i,a}) \\ & + \beta_{shon}^A \ln(shon_{i,a}) + \beta_{dist}^A dist_{i,a} \quad (3) \\ & + \sum_{k=1}^K \beta_k^A I_{i,a,k} + \delta_A D_{i,a,A} + \varepsilon_{i,a} \end{aligned}$$

où, pour l'observation de la parcelle i en l'année a :

- $p - V_{i,a}$ est la valeur du logement, la somme du prix du terrain et du prix de la construction ;

- $s - L_{i,a}$ est la surface en m² de la parcelle ;

- $shon_{i,a}$ est la surface en m² de la maison²² ;

- $dist_{i,a}$ est la distance au centre urbain le plus proche ;

- $I_{i,a,1}, \dots, I_{i,a,k}, \dots, I_{i,a,K}$ est un vecteur de K indicatrices des caractéristiques du terrain et de la construction : les mêmes indicatrices géographiques que décrites plus haut, auxquelles on ajoute si le terrain a été viabilisé, le type de terrain et s'il a été acheté par un intermédiaire ou non, le degré de finition de l'ouvrage (totalement fini, prêt à décorer, uniquement « clos et couvert »), le mode de chauffage (gaz, électricité, énergies renouvelables, etc.), le type de constructeur (architecte, promoteur, artisan, auto-construction, autres) ;

- D_A est l'indicatrice de l'année A .

À partir des modèles, on calcule pour chacune des 21 régions r un indice annuel des prix à qualité constante pour l'année A , $100 = A - 1$, $I - V_{r,A/A-1}$:

$$I - V_{r,A/A-1} = \exp(\hat{\delta}_{A,r}) * 100,$$

où $\hat{\delta}_{A,r}$ est l'estimateur MCO de $\delta_{A,r}$.

17. L'enquête sur le prix des terrains à Bâtir réalisée annuellement par le ministère de la Transition écologique et solidaire.

18. Hors Corse, comme pour l'indice des logements neufs.

19. La surface enregistrée est la superficie totale de la parcelle (rez-de-chaussée + jardins et dépendances). Nous excluons les 4.6 % de cas où l'individu n'achète qu'une extension de parcelle qui était déjà en sa possession, et les 5.2 % de cas où il achète une parcelle importante, puis la divise et n'en utilise qu'une partie pour construire. Dans ce cas, le prix moyen par mètre carré peut être inférieur car seule une partie du terrain acheté peut avoir un permis de construire, le reste correspondant à des terres agricoles par exemple.

20. Les définitions sont disponibles sur : <http://www.insee.fr/en/methodes/default.asp?page=definitions/ville-centre-et-banlieue.htm>.

21. Le centre urbain (pôle) est une unité urbaine offrant au moins 10 000 emplois et non située en bordure d'un autre centre urbain. La bordure d'une agglomération urbaine couvre toutes les communes de l'agglomération à l'exclusion de son centre urbain.

22. La surface des sols (GFA) a remplacé la surface hors œuvre nette (SHON) le 1^{er} mars 2012.

L'indice de l'année A au niveau national ($100 = A - 1$), $I_{-V_{A/A-1}}$ est la moyenne pondérée des 21 indices régionaux :

$$I_{-V_{A/A-1}} = \sum_{r=1}^{21} w_{-V_{r,A-1}} * I_{-V_{r,A/A-1}},$$

où $w_{-V_{r,A-1}}$ est la part des dépenses pour les maisons individuelles de la région r l'année $A - 1$ (cf. annexe 1). Cet indice est chaîné pour obtenir un indice de prix annuel national pour les maisons neuves construites individuellement de l'année A , $100 = 2006$, $\forall A = 2007, \dots, 2012$:

$$I_{-V_{A/2006}} = \left(\prod_{i=0}^{A-2007} \frac{I_{-V_{A-i/A-i-1}}}{100} \right) * 100$$

Un indice de prix pour l'ensemble des logements neufs

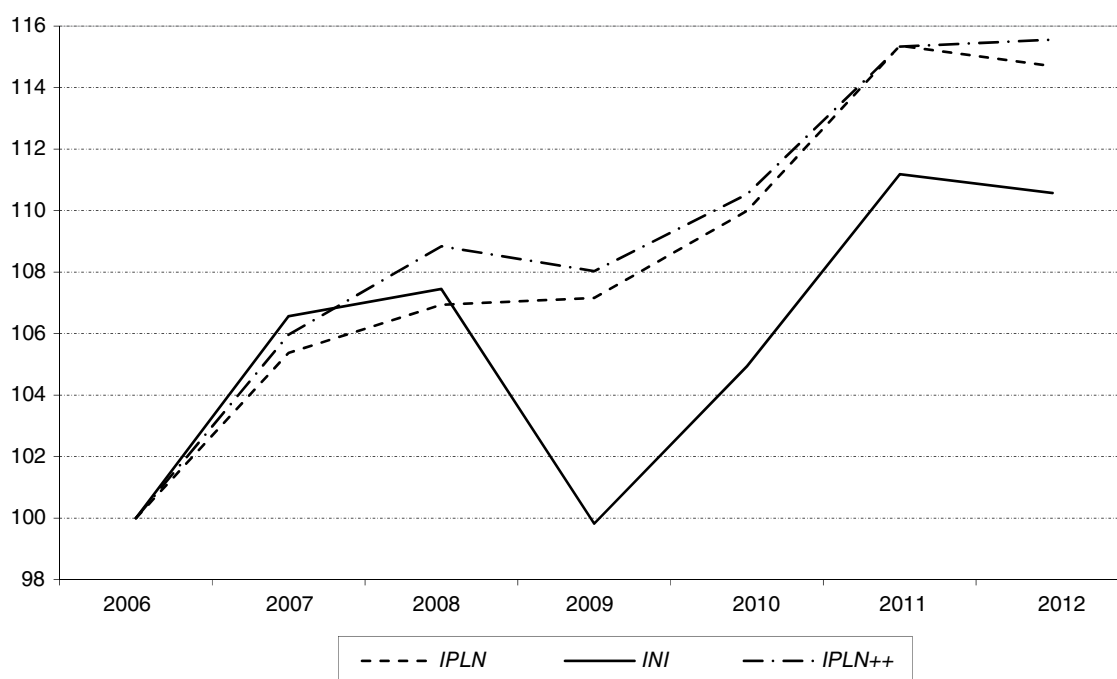
L'indice des maisons construites individuellement est ensuite ajouté à l'indice officiel actuel *IPLN* pour obtenir un indice de prix global pour les logements neufs, comprenant les types IP, IG et Coll, que nous appelons *IPLN++*. Il est calculé pour chaque année. Sur la période

pour laquelle la comparaison est possible, l'indice *IPLN* et l'indice global des prix *IPLN++* sont extrêmement proches (figures VI et VII). L'extension du champ d'application de l'indice des prix des logements neufs aux maisons construites individuellement ne le modifie pas de manière significative. L'indice global *IPLN++* ne se rapproche pas de l'indice *INI*. L'écart augmente même légèrement : l'écart absolu moyen des taux de croissance annuels des deux indices est désormais de 2.0 % alors qu'il était de 1.8 % avec l'indice *IPLN*.

L'effet de la différence de méthodologie étant maintenant exclu, nous supposons que les différences d'évolution des prix des logements neufs et anciens proviennent de différences plus profondes entre les deux marchés. Les logements neufs ne sont pas situés dans les mêmes zones que les logements anciens ; ils sont en effet principalement construits à la périphérie des villes, où les terrains sont disponibles et moins chers. Cela conduit à considérer le prix d'un logement comme composé de deux parties, le prix du bâti et celui du terrain, et à introduire la notion de part du foncier, mesurée comme la part du terrain dans la valeur du logement. Deux types d'exercices sont alors réalisés. Le premier s'appuie sur les informations géographiques

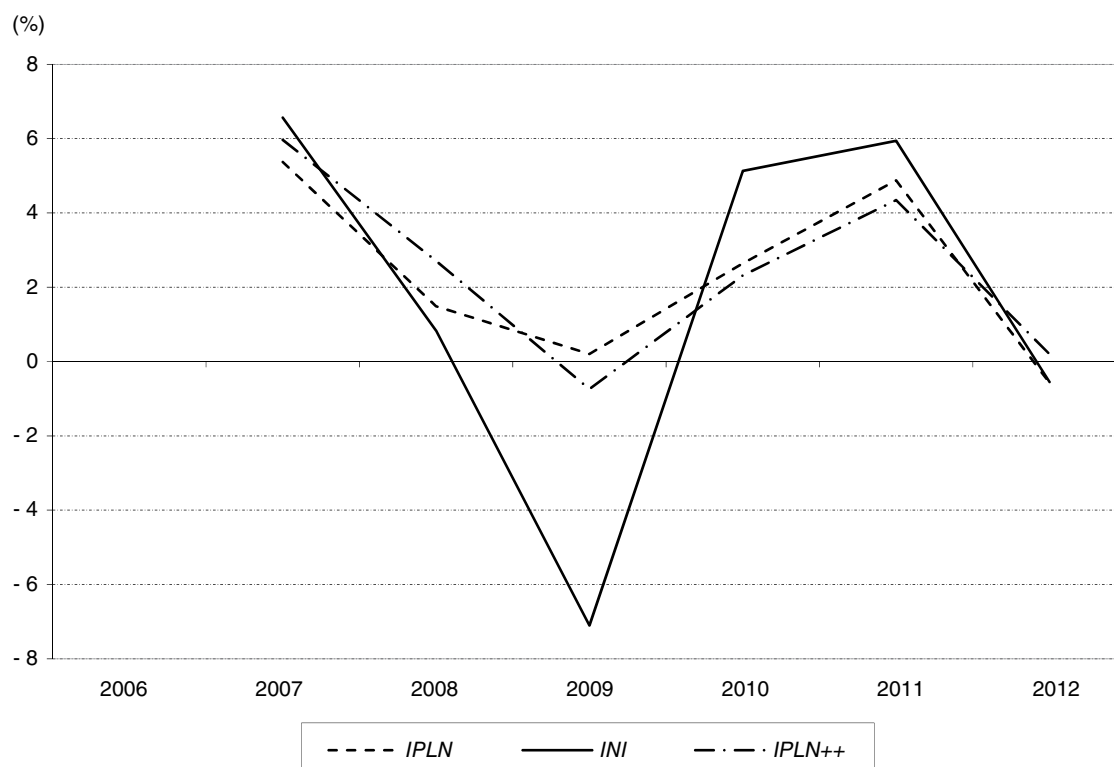
Figure VI
L'indice de prix *INI*, l'indice de prix *IPLN* et l'indice de prix étendu *IPLN++*

Indice (2006 = 100)



Source : bases de données *ECLN*, *BIEN* et *Perval* (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

Figure VII

Taux de croissance de l'indice de prix *INI*, de l'indice de prix *IPLN* et de l'indice de prix étendu *IPLN++*Source : bases de données *ECLN*, *BIEN* et *Perval* (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

limitées fournies par les données utilisées pour calculer les deux indices, *INI* et *IPLN*. La distance au centre-ville n'est pas connue, seule l'est la commune. Nous calculons l'évolution d'un indice de prix des logements anciens pour les logements situés dans les mêmes communes que ceux nouvellement construits. La différence d'évolution des deux indices est quelque peu réduite mais non éliminée. Deuxièmement, en se basant sur l'enquête *EPTB*, des indices de prix sont calculés séparément pour les terrains et les constructions. Les prix des logements anciens semblent être plus influencés par les prix des terrains que par les prix des constructions. À l'inverse, les prix des logements neufs semblent être plus influencés par les coûts de construction. Néanmoins, l'évolution de l'indice des prix du bâti semble également sensible à l'évolution générale des prix des terrains.

Autres explications possibles : le bâti sur le terrain

À mesure que les nouvelles constructions vieillissent, la qualité du bâti décline tandis que

la qualité des terrains peut rester constante, s'améliorer (si, par exemple, de nouveaux services publics, des industries ou des transports émergent ou se développent dans la région) ou décliner (si de nouvelles sources de pollution, de congestion ou de bruit apparaissent, ou si des industries disparaissent, ou sous l'effet du changement climatique). En fonction des taux de dépréciation du bâti et de l'évolution de la qualité du terrain, la valeur des logements existants diminuera ou augmentera. L'offre et la demande jouent un rôle, de même que l'entretien ou l'amélioration de la construction.

Séparer le bâti du foncier

Nous partons de l'idée²³ qu'au moment t , la valeur totale d'un nouveau logement, V , peut être séparée en valeur du terrain, L , et valeur du bâti, la structure S :

$$V_t = L_t + S_t \quad (4)$$

23. Inspirée entre autres par Bostic et al. (2007), Diewert (2011), Davis and Heathcote (2007), Davis and Palumbo (2008), Diewert et al. (2015).

Les variables g_L , g_S et g_v représentent respectivement la variation en pourcentage (par exemple entre t et $t+1$) de la valeur du terrain, de la construction et de la valeur totale du logement. Avec ces taux d'appréciation ou de dépréciation, la valeur du même bien à la date $t+1$ peut s'exprimer de deux manières :

$$V_{t+1} = V_t(1 + g_v)$$

et

$$V_{t+1} = L_t(1 + g_L) + S_t(1 + g_S),$$

avec $g_S < 0$ si la structure se déprécie dans le temps et le signe de g_L fonction de l'évolution de la valeur foncière.

$$L_t(1 + g_v) + S_t(1 + g_v) = L_t(1 + g_L) + S_t(1 + g_S)$$

$$L_t(g_v - g_L) + S_t(g_v - g_S) = 0$$

$$g_v(L_t + S_t) = g_S S_t + g_L L_t + g_S L_t - g_S L_t$$

$$g_v(L_t + S_t) = g_S(L_t + S_t) + L_t(g_L - g_S)$$

$$g_v = g_S + (g_L - g_S)(L_t / (L_t + S_t))$$

Si on définit α_t la part du terrain (ou poids du foncier), comme $\alpha_t = L_t / (L_t + S_t)$ ($0 < \alpha_t < 1$), on peut écrire :

$$g_v = \alpha_t g_L + (1 - \alpha_t) g_S \quad (5)$$

De cette décomposition mécanique, nous tirons deux hypothèses H1 et H2.

La part du terrain, c'est-à-dire la contribution du terrain à la valeur du logement, augmente (diminue) dans le temps dès que $g_L > g_S$ ($g_S > g_L$). Il est facile de démontrer que :

$$\begin{aligned} \alpha_{t+1} &= L_{t+1} / (L_{t+1} + S_{t+1}) \\ &= L_t(1 + g_L) / [L_t(1 + g_L) + S_t(1 + g_S)] \\ \alpha_{t+1} &> L_t / (L_t + S_t) \text{ si } g_L > g_S \end{aligned}$$

La part du terrain d'une nouvelle maison augmente au fil du temps si la construction se déprécie. D'où notre première hypothèse.

H1 : à localisation donnée, la part du terrain dans la valeur des maisons anciennes sera plus élevée que dans celle des maisons neuves si la construction se déprécie plus ou s'apprécie moins que les terrains.

Les logements neufs ne sont pas situés dans les mêmes zones que les logements anciens,

ils sont principalement construits à la périphérie des villes, où le terrain est moins cher. Ceci entraînerait :

H1bis : en général, le poids du foncier sera plus faible pour les logements neufs que pour les logements anciens.

Pour un taux donné de dépréciation net g_S et pour le même g_L , le poids du foncier influencera l'évolution de la valeur du logement.

L'équation (5) montre que l'évolution de la valeur du logement entre t et $t+1$ est la moyenne pondérée de l'évolution de la valeur du terrain et de celle du bâti, avec des pondérations fonction de la part du terrain dans la valeur totale du logement à la période t . Si on différencie $dg_v / d\alpha_t = g_L - g_S$, la différence est positive (resp. négative) lorsque $g_L > g_S$ (resp. $g_L < g_S$).

H2 : les indices de prix des logements anciens, avec un poids du foncier plus élevé, seraient plus volatils que ceux des logements neufs²⁴. Ceci semble être le cas au tournant de 2009 lorsque l'on compare les indices *INI* et *IPLN*. Ensuite, le choc de la demande semble affecter davantage les valeurs foncières que la valeur de la construction.

Si on garde en tête que, pour les propriétaires occupants, le logement est à la fois un bien de consommation et un investissement, une interprétation économique se dessine : la valeur du foncier refléterait plutôt la dimension « investissement » du bien immobilier, tandis que la valeur du bâti refléterait davantage la dimension « consommation ». En période de boom, et encore plus en cas de bulle des prix, les prix des terrains changeraient plus vite que les prix des constructions. En période de récession, la dimension « consommation » des logements ne change pas, le nombre de transactions diminue, et la dimension « investissement », reflétée dans les prix des terrains, diminue davantage, les prix des terrains absorbant davantage les chocs que la construction.

Pour tester ces idées, nous menons deux types d'exercices. Le premier considère l'emplacement différent des logements neufs et anciens. Les données ne fournissent pas la distance au centre-ville, mais seulement la commune. Cependant, le grand nombre de communes en

24. Davis et Palumbo (2008) écrivent : « La volatilité est probablement une fonction croissante de la part du terrain dans la valeur du logement. »

France rend cette caractéristique plus informative que dans un pays qui compterait moins d'unités mais de taille plus conséquente. Le premier exercice consiste à calculer un indice de prix pour les logements anciens situés dans les mêmes communes que les logements neufs. Le second exercice consistera à calculer des indices séparés pour les terrains et la construction en se basant sur les données de l'enquête *EPTB*.

La localisation différente du neuf et de l'ancien n'explique qu'une partie de la différence entre les indices

Pour corriger autant que possible les différences de localisation des logements neufs par rapport aux logements anciens quand les localisations précises ne sont pas connues, les transactions de logements anciens ont été ré-échantillonnées pour reproduire les localisations des logements neufs. Plus précisément, des « clones géographiques » des logements neufs ont été créés en tirant un sous-échantillon de transactions de logements anciens dans les mêmes communes que les nouvelles constructions. La seule différence entre ces « clones » et la base de données originelle est alors la distribution des logements par commune. Ainsi, les calculs d'indices menés avec la même méthodologie (modèle hédonique sur deux périodes adjacentes) sur ces deux échantillons devraient permettre d'évaluer si la différence de localisation des logements neufs et anciens peut expliquer les différences entre les évolutions de leurs prix.

Pour cet exercice, les maisons et les appartements sont séparés, d'où un nouveau calcul de l'indice *IPLN* séparant maisons et appartements. La méthode est détaillée en annexe 2. On se concentre ici sur les taux de croissance annuels de trois indices. Deux sont calculés pour les maisons anciennes (ou appartements anciens) : les indices « clone » et « périodes adjacentes » ; le troisième est l'indice *IPLN*, en séparant également maisons et appartements (tableau 3).

Les trois taux de croissance annuels, ainsi que l'intervalle de confiance à deux écarts-types du taux de croissance annuel de l'indice « clone » pour les maisons, sont représentés dans la figure VIII. De 2006 à 2010, la différence en valeur absolue entre le taux de croissance de l'indice du « clone » géographique et celui des maisons neuves est en moyenne près de 1.6 fois plus faible que l'écart entre le taux de croissance de l'indice « périodes adjacentes » pour les maisons anciennes et celui de l'indice des maisons neuves (2.22 contre 3.65 points de pourcentage). La baisse en période de crise est plus faible là où les « clones » sont situés. Ainsi, la différence dans les distributions communales des maisons neuves et anciennes semble expliquer une partie de l'écart entre l'indice « périodes adjacentes » pour les maisons anciennes et l'indice des maisons neuves entre 2006 et 2010. Cela doit toutefois être relativisé, car le taux de croissance moyen de l'indice des prix des maisons neuves (1.86 %) se situe dans l'intervalle de confiance à deux écarts-types du taux de croissance de l'indice des prix « clone » [0.81 % ; 1.95 %], et celui de l'indice des prix « périodes adjacentes » des maisons anciennes est très proche de la borne inférieure (0.78 %).

Les résultats pour les appartements montrent un impact de la localisation encore plus faible, ce qui semble plausible car les nouveaux appartements sont construits dans des zones plus denses, donc dans des localisations plus semblables à celles des appartements anciens (annexe 2).

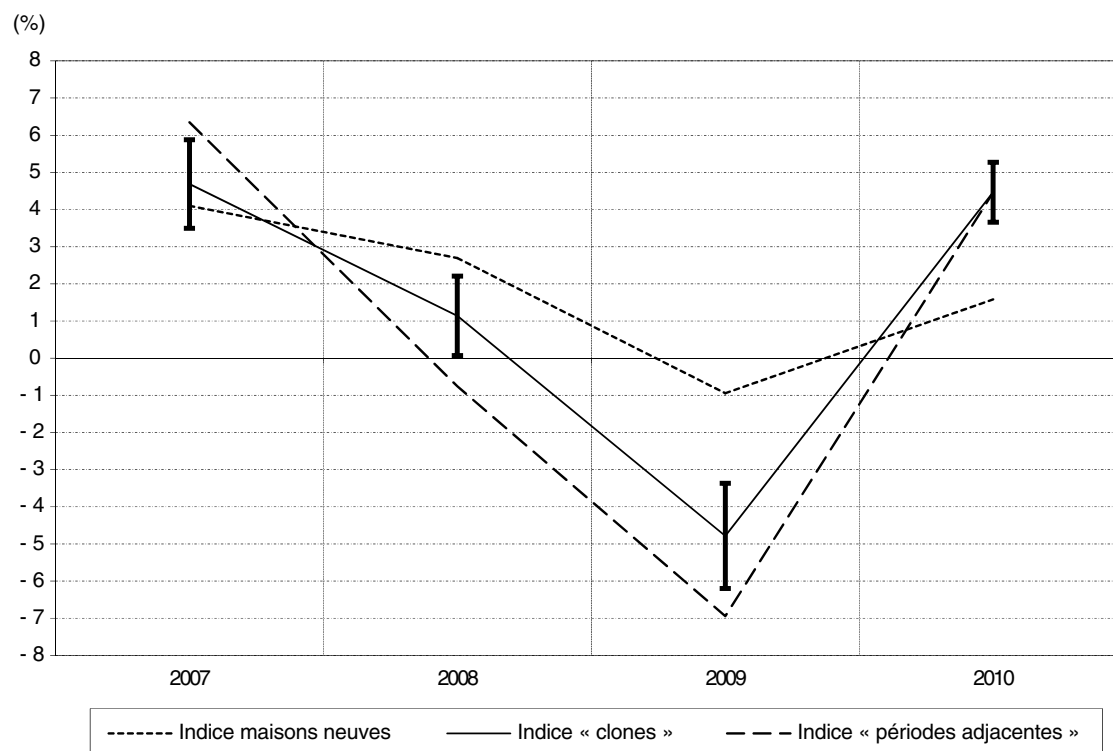
Nous concluons qu'entre 2006 et 2010, les différences de localisation des communes ont une influence négligeable en 2007 et 2010 et que, même en 2008 et 2009, elles n'expliquent pas totalement la différence d'évolution des deux indices. Il faut souligner que la correction de la localisation des communes ne tient pas compte des différences de répartition géographique au sein d'une commune. Cette différence est

Tableau 3
Les méthodes et les échantillons utilisés pour calculer les trois indices

Indice	Méthode	Échantillon
Indice « clones »	Modèle hédonique à indicatrice temporelle sur deux périodes adjacentes	Logements anciens (issus des bases de données notariales) « clones » géographiques des logements neufs (issus de la base de donnée <i>ECLN</i>)
Indice « périodes adjacentes » pour les logements anciens		Tous les logements anciens utilisés pour calculer l' <i>Indice Notaires-Insee</i>
Indice des prix des logements neufs (<i>IPLN</i>)		Logements neufs inclus dans la base de données <i>ECLN</i>

Figure VIII

Taux de croissance annuels des maisons neuves, des maisons anciennes « clones », et indice « périodes adjacentes » de 2006 à 2010



Note de lecture : pour l'indice « clones », les barres d'erreur sont égales à deux écarts-types. Plus l'indice « clones » est proche de l'indice des maisons neuves, plus la différence entre les distributions communales des maisons neuves et anciennes peut expliquer l'écart entre l'indice des maisons anciennes (sur « périodes adjacentes ») et celui des maisons neuves.

Source : bases de données ECLN, BIEN et Perval (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

probablement importante en raison de l'emplacement des terrains disponibles. Si cela avait pu être pris en compte, la correction aurait pu être plus efficace. Cela nous amène à la prochaine étape de notre analyse.

Décomposer le prix de l'immobilier entre le prix du terrain et le prix du bâti

Notre deuxième exercice s'appuie sur l'enquête EPTB et calcule des indices séparés pour les terrains (terrains à bâtir) et la construction de maisons neuves individuelles (« individuel pur »). Nous comparons tous les indices à un indice des coûts de construction, afin de mieux comprendre la dynamique des prix des logements neufs.

Dans ce qui a été présenté ci-dessus (voir la section « Séparer le bâti du foncier »), l'évolution en valeur n'a pas été distinguée de l'évolution des prix. En d'autres termes, nous avons exclu des changements potentiels de qualité du logement²⁵. Si nous considérons uniquement

les maisons neuves à chaque date, nous pouvons écrire formellement les mêmes équations que plus haut, mais à présent, g_s représente l'évolution du coût de la nouvelle construction (de même qualité). L'équation (5) peut être interprétée comme donnant l'évolution d'une nouvelle maison de qualité constante, avec le signe de g_s dépendant de l'évolution du coût de la construction (pour une maison de qualité constante) dans le temps et celui de g_L fonction de l'évolution du prix des terrains pour les nouvelles constructions. Comme plus haut, l'évolution du prix d'une nouvelle maison entre t et $t + 1$ est la moyenne pondérée de l'évolution du prix des terrains et du prix de la construction. La part foncière α_t peut s'écrire comme suit :

$$\alpha_t = (g_v - g_s) / (g_L - g_s) \quad (6)$$

Cette part peut être calculée à chaque date.

25. Nous sommes très reconnaissants à un rapporteur d'avoir souligné que nous avions négligé cette question délicate.

Il faut vérifier que $0 < \alpha_t < 1$ pour la validité du calcul. On peut facilement démontrer que cette condition est remplie si et seulement si :

$$g_S < g_v < g_L \quad g_L < g_v < g_S \quad (7)$$

Nous vérifions ci-dessous (figure IX) que les conditions (7) sont remplies pour les données en coupe successives de logements neufs.

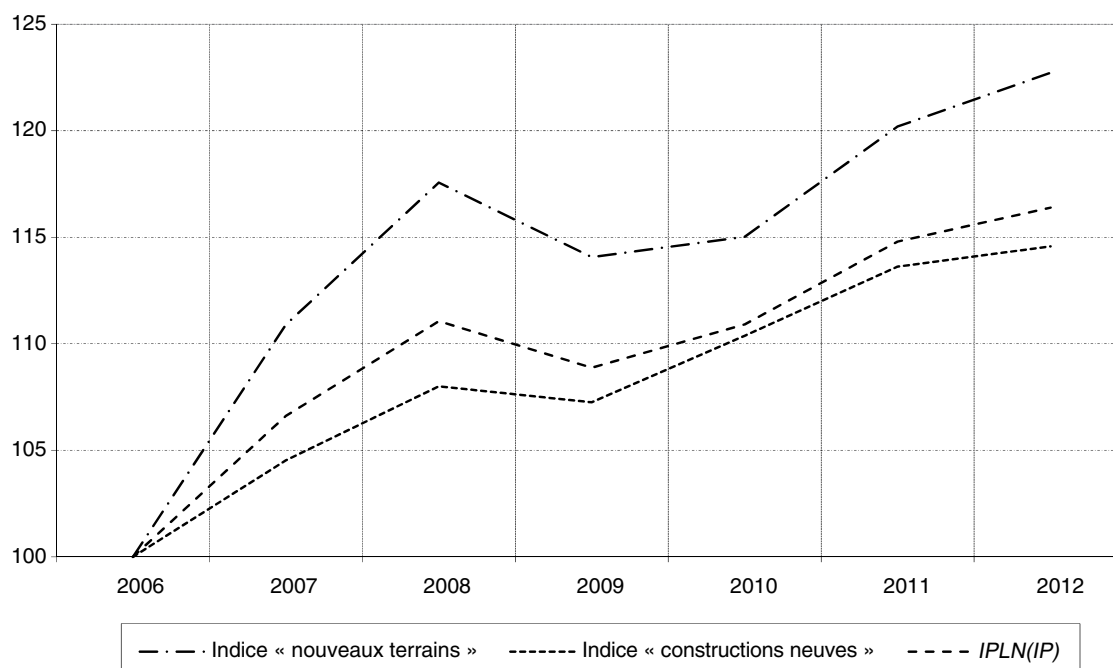
Pour étudier la manière dont le prix d'un logement se décompose en prix des terrains et prix de la construction, nous utilisons les données de l'enquête *EPTB* (voir ci-dessus). Nous calculons désormais deux indices ajustés pour la qualité : un indice des prix fonciers et un indice des prix de construction. La méthode sur périodes adjacentes est similaire à celle du nouvel indice des prix des maisons construites individuellement (*IPLN(IP)*) calculé avec le modèle (3). Seules les variables d'emplacement et les caractéristiques des terrains à bâtir sont utilisées pour l'indice des prix fonciers ; les caractéristiques des terrains à bâtir sont exclues de la spécification du modèle hédonique pour l'indice des prix de la construction, tandis que les caractéristiques des constructions sont incluses. Comme pour l'indice des maisons individuelles ci-dessus,

les modèles sont estimés au niveau régional. Les indices nationaux pour une année A correspondent à la moyenne pondérée des 21 indices régionaux, où les pondérations sont respectivement les parts de dépenses pour les terrains et pour les constructions dans la région r durant l'année $A - 1$ (voir annexes 3 et 4). Ensuite, les indices sont chaînés pour obtenir des indices nationaux de prix annuels des terrains et des constructions entre 2006 et 2012.

Les évolutions annuelles des indices de prix des terrains et de prix des constructions sont sensiblement similaires durant la période (figures IX et X). Cependant, l'évolution du prix des terrains est plus marquée à chaque date que celle du prix des constructions, sauf en 2010 suite à la crise. Par exemple, en 2007, la hausse est de 10.9 % pour les terrains, et seulement de 4.5 % pour la construction. En 2009, les prix de construction reculent peu (- 0.7%) lorsque les prix des terrains baissent de 3 %. En termes de volatilité, définie comme ci-dessus par l'écart-type des taux de variation annuels des indices de prix, les prix des terrains sont 2.5 fois plus volatils que les prix des constructions (4.34 % contre 1.73 %). Oikarinen (2013) avait également constaté que les prix des terrains semblaient

Figure IX
Indices de prix « nouveaux terrains » et « constructions neuves » pour les maisons neuves
« construites individuellement » et *IPLN(IP)*

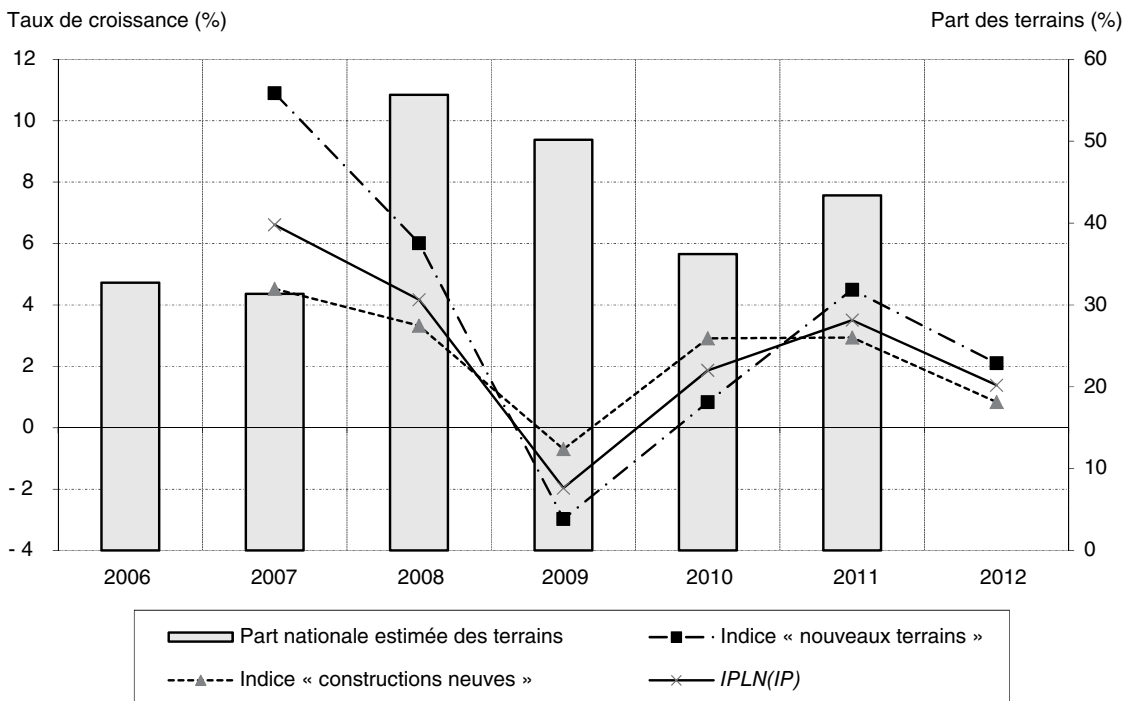
Indice (2006 = 100)



Source : calculs des auteurs basés sur l'*EPTB*.

Figure X

Taux de croissance des indices de prix « nouveaux terrains » et « constructions neuves » pour les maisons neuves « construites individuellement », de l'IPLN(IP) et de la part nationale estimée des terrains



Note de lecture : la part des terrains a atteint 56 % en 2008, puis a chuté d'environ 20 points de pourcentage en 2010 (axe de droite).
 Source : calculs des auteurs basés sur l'EPTB.

plus volatils que les coûts de construction dans la métropole d'Helsinki entre 1988 et 2008.

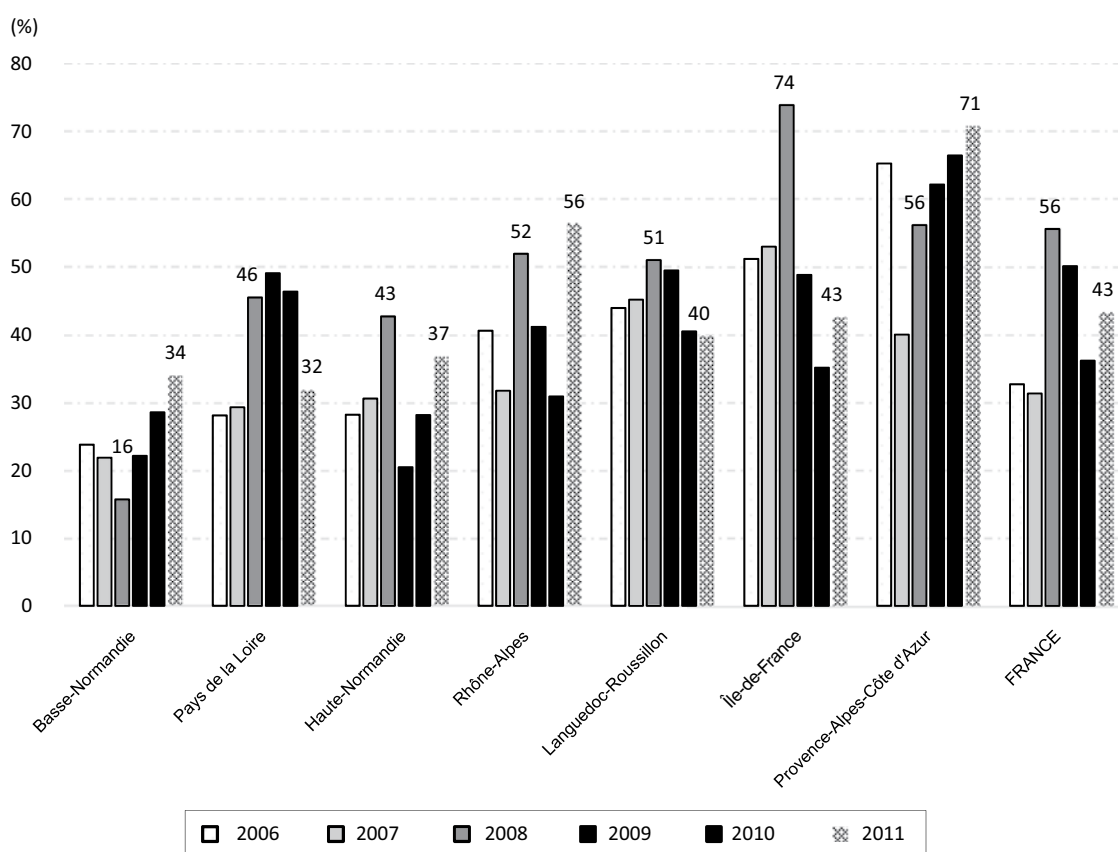
Néanmoins, les évolutions des prix des constructions semblent plus proches qu'attendu de celles du prix des terrains. Cela peut être dû au fait que les caractéristiques de localisation de la maison ont été incluses dans le modèle hédonique des prix de construction. La raison d'une telle inclusion est que le coût de la construction peut varier en fonction de la localisation, par exemple de la distance avec les fournisseurs de matériaux. Les variables de localisation sont des proxys de cette variation. Pour tester la robustesse, nous avons retiré toutes les variables de localisation des modèles hédoniques de l'indice des prix de construction ; la baisse de l'indice des prix des constructions en 2009 demeure inchangée (non reporté). Comme l'ont noté Davis et Palumbo (2008, note de bas de page 18), il y a une covariance positive dans le temps entre les prix réels des terrains et les coûts de construction qui affecte également les prix de l'immobilier.

En utilisant (6) on calcule le poids du foncier estimé α_t de l'évolution des prix des terrains,

de la construction et des maisons (figure XI). Le poids du foncier augmente avant la crise de 2009 à bien plus de 50 % (+ 77.4 % entre 2007 et 2008), ce que nous interprétons comme un signe de la bulle des prix imminente. En 2007 et 2008 (et probablement sur les années précédentes, ce que nous ne pouvons malheureusement pas observer) l'évolution des prix des constructions est inférieure à celle des terrains ($g_s < g_v < g_L$). Ensuite, la crise frappe et le prix des terrains résidentiels diminue de 3 %. Cependant, l'évolution des prix des constructions est aussi influencée par la crise, et ils diminuent également en 2009, puis rebondissent en 2010, avec pour résultat la hausse de la part estimée (ex-post) des terrains en 2009. À la fin de la période, la part moyenne n'augmente pas beaucoup et reste autour de 31-32 % alors que l'estimation de α est de 36 % en 2010 et de 43 % en 2011.

Les modèles hédoniques étant estimés dans chaque région, notre méthode permet également de calculer l'évolution de la part de terrain α_t par région. Le pic de la part des terrains est particulièrement important en Île-de-France,

Figure XI
Part estimée des « nouveaux terrains » dans les régions sélectionnées



Source : calculs des auteurs basés sur l'EPTB.

atteignant 74 % en 2008. Il est de 56 % en Provence-Alpes-Côte d'Azur et de 52 % en Rhône-Alpes (figure XI). Ce sont les trois régions françaises les plus riches. L'écèlement de la bulle des prix des logements anciens a eu plus de conséquences dans ces régions: entre T4_2008 et T2_2009, les prix ont baissé de 7.8 % en Île-de-France et Rhône-Alpes, de 7.2 % en Provence-Alpes-Côte d'Azur et de 6.6 % seulement dans l'ensemble de la province. À l'inverse, aucune bulle n'apparaît en Basse-Normandie. En fin de période, en 2011, la part des terrains est plus élevée en Provence-Alpes-Côte d'Azur – où elle continue de progresser après 2008 – qu'en Rhône-Alpes.

Indice du prix des terrains et *Indice Notaires-Insee* des logements anciens contre indice de prix des constructions et indice étendu des logements neufs

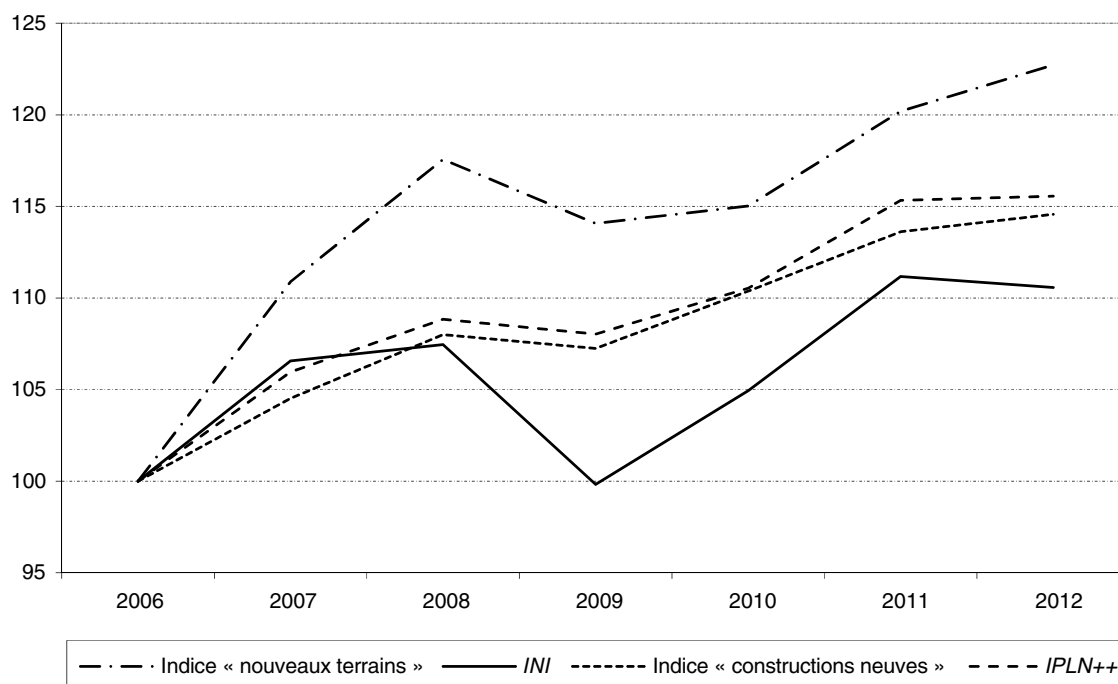
Les quatre indices, c'est-à-dire l'indice « nouveaux terrains », l'indice « constructions

neuves », l'indice étendu de prix des logements neufs *IPLN++* et l'indice *INI* pour les logements anciens, ont des évolutions sensiblement similaires sur toute la période entre 2006 et 2012 (figure XII). L'évolution de l'indice des prix des « nouveaux terrains » et celle de l'*INI* sont plus marquées et synchronisées au cours de la période d'écèlement de 2009, respectivement - 3 % et - 6 %, que l'évolution des indices des prix des « constructions neuves » et l'indice étendu de prix des logements neufs (seulement - 1 %) (figure XIII).

Ce qui entraîne en partie l'évolution du marché du logement, est la demande de localisation, c'est-à-dire la demande de terrain. Si la part des terrains sur lesquels se trouvent les logements existants est supérieure à la part des terrains sous les logements neufs, cela pourrait expliquer pourquoi les prix des terrains ont augmenté plus rapidement que les prix des constructions ces dernières années. Comme l'écrivait Oikarinen (2013) : « Étant donné que les prix des terrains semblent plus volatils que les coûts de construction, on s'attend à ce qu'une plus grande part de

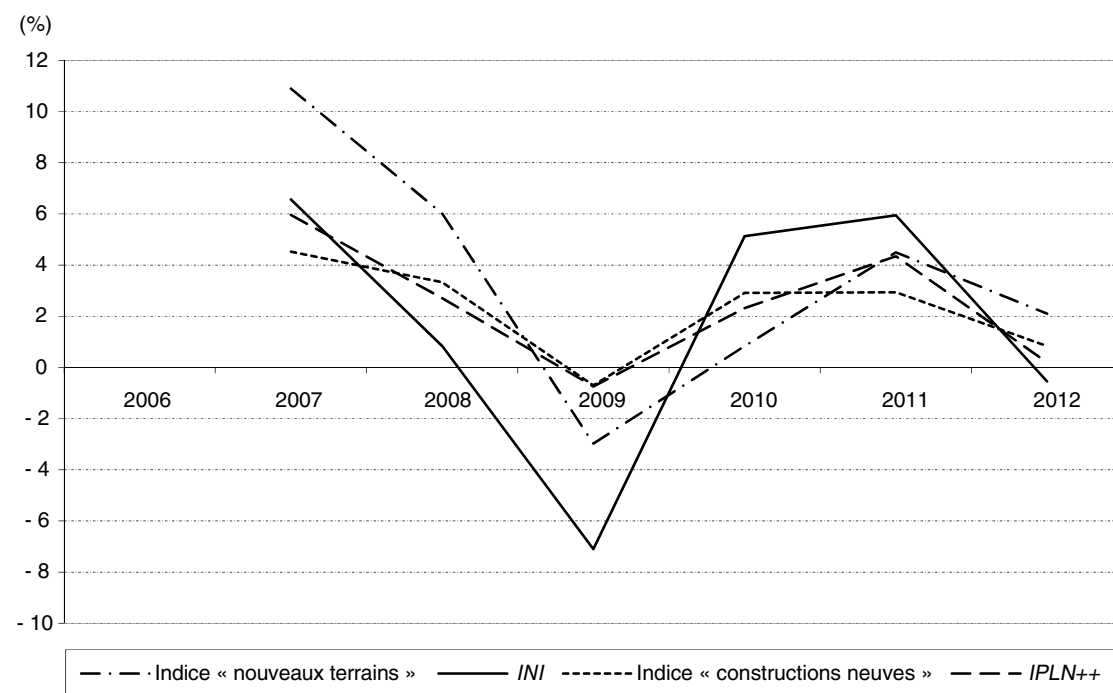
Figure XII
Indices « nouveaux terrains », « constructions neuves », *IPLN++* et *INI*

Indice (2006 = 100)



Source : bases de données *EPTB*, *ECLN*, *BIEN* et *Perval* (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

Figure XIII
Taux de croissance des indices « nouveaux terrains », « constructions neuves », *IPLN++* et *INI*



Source : bases de données *EPTB*, *ECLN*, *BIEN* et *Perval* (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

la composante foncière entraîne une plus grande volatilité des prix de l'immobilier. » Selon notre estimation, la volatilité du prix des terrains sur lesquels se trouvent les nouvelles maisons individuelles est de plus du double de celle de la construction elle-même. Cela contribue, selon nous, à la plus grande volatilité de l'indice de prix des logements anciens (*INI*) par rapport à l'indice *IPLN* (tableau 4).

On constate également que lorsque l'indice des prix fonciers est aux alentours de 123 en 2012, l'indice du prix des constructions est aux alentours de 115. Il peut sembler surprenant que l'indice du prix des constructions ait tellement augmenté sur une période de six ans. Cela pourrait refléter l'absence de progrès de productivité dans la construction, ou, comme certains l'ont soutenu, une amélioration des salaires, traditionnellement bas dans ce secteur. Il est également probable que la qualité des logements se soit améliorée et que cela ne soit pas pleinement pris en compte dans notre modèle hédonique en raison du manque d'informations détaillées sur les caractéristiques des logements. De nouvelles normes strictes de construction jouent également un rôle. Notons toutefois que notre indice du prix des constructions est très proche de l'indice du coût de construction (*BT01*), qui est supposé être un indice à qualité constante (cf. annexe 5).

La demande et l'offre de logements neufs

L'indice des prix des logements neufs est moins volatil que celui des logements anciens. Nous n'avons pas trouvé d'étude sur la volatilité relative des indices des prix des logements neufs par rapport aux indices de logements anciens. Richmond et Roener (2012), sur données américaines, ont justement écrit le contraire de ce que nous trouvons : « Les fluctuations du prix

des logements neufs sont connues pour être plus fortes que celles des logements anciens. » Ils ne fournissent pas de référence. La volatilité peut être liée à la variabilité des nouveaux investissements immobiliers. Pour Topel et Rosen (1988), l'élasticité prix à court terme de l'offre de maisons individuelles est inférieure à l'élasticité à long terme, qui atteint 3, et les deux élasticités convergent rapidement. La faible volatilité en France impliquerait un cycle de construction plus long et beaucoup moins réactif aux prix qu'aux États-Unis.

Nous rapprochons la variation des prix de celle du nombre de ventes, en nous appuyant sur les chiffres annuels des ventes et des constructions car les chiffres trimestriels ne sont pas disponibles. La figure XIV présente le nombre estimé de ventes de logements anciens et le compare au nombre total de constructions neuves, séparément pour les logements du secteur privé (définis comme ceux vendus au prix du marché) et pour les autres logements (logements sociaux, non vendus ou vendus en dessous du prix du marché grâce à diverses subventions). Calculer ces chiffres n'est pas aisé, car le logement social est de plus en plus construit en VEFA (vente en l'état futur d'achèvement) par des promoteurs privés qui vendent à prix réduit aux organismes de logement social (HLM) ou à des acheteurs individuels à faible revenu. Comme dans le tableau 1, nous combinons les informations des permis de construire (logements commencés) fournies par *Sit@del2* avec celles des opérations subventionnées de la CDC (2015) sur le nombre de logements sociaux produits.

Plus que le nombre exact de logements construits, ce sont les tendances divergentes de la construction de logements pour le marché privé et le marché non privé qui sont intéressantes ici. En 2008, le nombre de ventes de logements anciens a diminué de 17 % quand

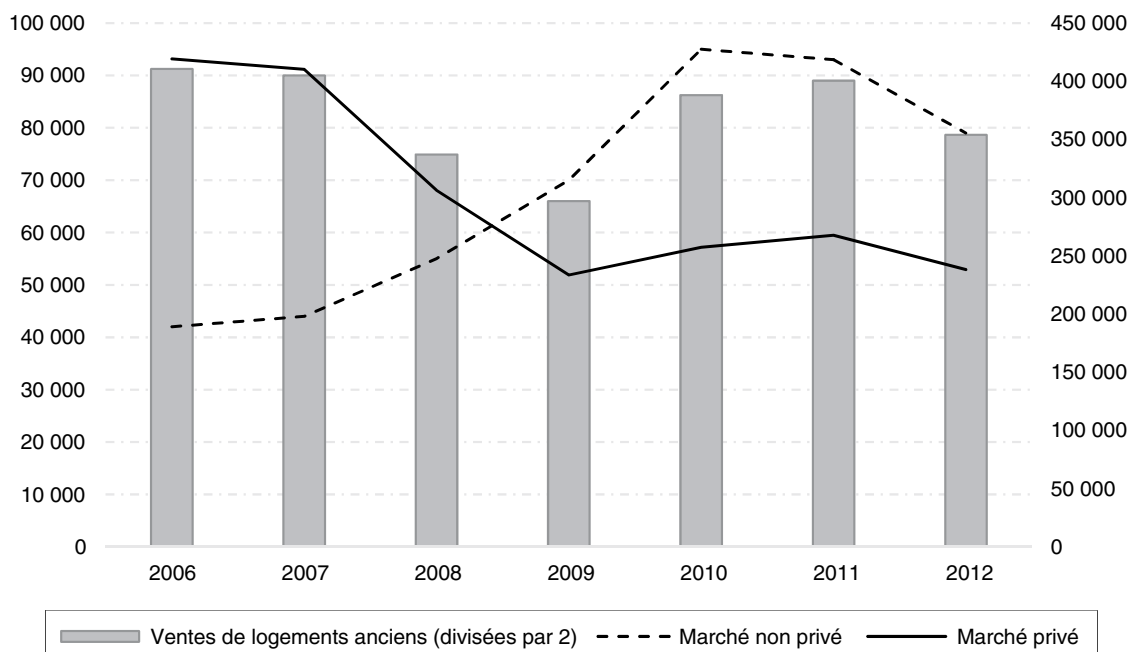
Tableau 4
Volatilité des différents indices des prix de divers types de logements entre 2007 et 2012

Indice	Volatilité 2007-2012 (%)
<i>INI</i>	4.77
« Nouveaux terrains »	4.34
<i>IPLN(IP)</i>	2.65
<i>IPLN++</i>	2.28
<i>IPLN</i>	2.22
« Constructions neuves »	1.73

Remarque : la volatilité est définie comme l'écart-type des taux annuels d'évolution des indices de prix.

Figure XIV

Nombre de nouvelles constructions pour le marché privé et non privé et de ventes de logements anciens



Note : le marché « non privé » comprend les logements détenus dans des partenariats public-privé (logements non conventionnés appartenant à une Société d'économie mixte).

Note de lecture : alors que les nouvelles constructions de logements pour le marché privé (ligne, échelle de droite) ont diminué en 2008 et 2009, de même que le nombre de ventes de logements anciens (barres, échelle de gauche – les chiffres sont divisés par 2 pour des raisons d'espace), la construction du secteur subventionné (ligne, échelle de gauche) a augmenté.

Source : SOeS, *Enquête sur le parc locatif social (EPLS)*, *Répertoire des logements locatifs des robots sociaux (RPLS)*.

L'évolution des prix a commencé à ralentir ; le nombre de logements construits pour le marché privé a également nettement diminué (- 24 %) mais le nombre de constructions neuves financées par le secteur public a augmenté de 16 % (et 25 % en incluant les VEFA). L'évolution des prix des logements neufs a moins ralenti que celle des logements anciens. En 2009, année de crise, lorsque les prix des logements anciens ont baissé de 9 % en rythme annuel au 2^e trimestre, le nombre de ventes de logements anciens a diminué (- 12 %), le nombre de logements construits pour le marché privé a également diminué (- 24 %) ; le nombre de constructions neuves financées par le secteur public a fortement augmenté (+ 22 %, + 27 % y compris les VEFA) et il a encore augmenté en 2010 (cf. figure XIV). Ce mouvement contracyclique de la construction subventionnée ne compense pas la baisse globale, puisque les logements financés par l'État ne représentent que 18 % des constructions neuves (cf. tableau 1). Cependant, la demande plutôt soutenue de logements neufs a peut-être contribué à maintenir leurs prix : un élément d'explication pourrait être que les constructeurs, depuis la loi SRU de 2000,

doivent inclure un certain pourcentage de logements subventionnés dans les nouveaux projets, de sorte que le prix auquel ils peuvent vendre un logement sur le marché subventionné influence le prix sur le marché privé. Cela pourrait contribuer à expliquer la baisse plus modérée des prix des logements neufs par rapport aux prix des logements anciens pendant la crise²⁶.

Un autre facteur explicatif potentiel de l'évolution des prix des logements neufs est la nouvelle incitation fiscale à investir dans l'achat destiné à la location, créée en 2009 avec le *dispositif Scellier*²⁷. Contrairement aux anciens dispositifs du même type (connus sous le nom de *Robien*, *Borloo* et *Périssol*, du nom de leurs promoteurs), le dispositif *Scellier* était concentré sur les logements neufs, avec l'objectif explicite de promouvoir la construction et d'augmenter l'offre de logements. Il a pris fin en 2012. En 2009 le *Scellier* représente deux tiers de la construction de logements neufs (Rapport de la Commission

26. Le développement de ce sujet intéressant est laissé à la recherche future.

27. Nous remercions un rapporteur pour sa suggestion.

des finances²⁸) et 70 % en 2010. Toutefois, nous n'avons connaissance d'aucune étude de son effet net sur la construction de logements par rapport aux anciens dispositifs²⁹. Ces dispositifs ont eu des effets sur les prix (Bono & Trannoy, 2012), et pourraient avoir contribué à limiter la baisse des prix des logements neufs observée en 2009. Conclure en termes de causalité dépasse toutefois le cadre du présent article.

De nombreux acheteurs de logements sont également vendeurs de leur ancien logement. Cela explique que la demande de logements et les prix évoluent dans le même sens. Ceci suggère une autre explication, non exclusive, de l'évolution plus modérée des prix des logements neufs par rapport aux prix des logements anciens. Les propriétaires qui veulent déménager ont tendance à attendre pendant les périodes de baisse des prix en raison des contraintes d'apport personnel ou d'aversion pour la perte (Stein, 1995). Ceci explique en partie la forte baisse du nombre de ventes de logements anciens en 2009, en ligne avec la baisse des prix. Les constructeurs de logements neufs ne peuvent pas se permettre de baisser leurs prix, et les acheteurs de logements neufs sont plus souvent des primo-accédants que des propriétaires. Ils sont moins influencés par la baisse des prix des logements existants et peuvent avoir convenu du prix au moment où la construction a démarré. En effet, selon l'enquête *Logement 2013* (Insee), 61 % de ceux qui ont récemment acheté un logement neuf³⁰ étaient primo-accédants (39 % possédaient déjà leur maison), alors qu'ils n'étaient que 52 % dans ce cas parmi ceux ayant acheté un logement ancien (et 48 % déjà propriétaires). Les primo-accédants sont plus susceptibles d'acheter des logements neufs que les acheteurs qui possédaient déjà un logement (32.5 % contre 29.2 %, cf. Insee, 2017, p. 117). Par conséquent, les acheteurs de logements neufs pourraient être moins susceptibles que les acheteurs de logements anciens d'attendre une période de baisse des prix pour leur achat, car ils ne souffrent pas de la baisse du prix de leur propre logement. Pour eux, l'achat peut être une opération à plus long terme. Cela peut contribuer à expliquer la réaction plus modérée des prix de l'immobilier neuf par rapport aux logements anciens.

Pour résumer, pendant les années de crise (2008-2009), la baisse relative du nombre de constructions a été plus importante que celle du nombre de ventes de logements anciens, mais le choc de prix a été plus faible. Cependant, parmi les logements neufs, le nombre de logements construits dans le cadre de financements

publics a augmenté, surtout pendant les années de crise. Ceci, associé à des dispositifs de politiques publiques soutenant la construction de logements neufs et au comportement des acheteurs et des promoteurs, pourrait avoir atténué le choc de demande, limitant ainsi la baisse des prix. En d'autres termes, les différentes caractéristiques des marchés des logements neufs et anciens peuvent expliquer la moindre sensibilité des prix des logements neufs à la récession ainsi que leur moindre volatilité globale.

* *
*

La motivation initiale de cet article était de rechercher des raisons pour lesquelles les évolutions des prix des logements neufs et anciens pouvaient être différentes, et plus précisément, en France, pourquoi il y a une différence d'évolution entre l'indice *IPLN* pour les logements neufs et l'*Indice Notaires-Insee (INI)* pour les logements anciens, le second étant plus volatile que le premier. Deux premières sources de différences ont été explorées. Premièrement, l'indice de prix hédonique *INI* a été recalculé avec la méthode à indicatrices temporelles sur périodes adjacentes de l'indice *IPLN*. La différence représente 1 à 2 points de taux de croissance, moins que la différence à expliquer (2.4 points sur la période 2006-2015), surtout au tournant de 2009. Deuxièmement, nous avons étendu le champ d'application de l'indice *IPLN* en le complétant par un indice pour les maisons construites individuellement (« individuel pur »), qui représentent environ 39 % des nouvelles constructions pour le marché privé ; en utilisant les données de l'*EPTB* sur les maisons construites individuellement sur des parcelles achetées séparément, nous calculons un indice de prix étendu alternatif *IPLN++* comprenant justement ces maisons construites de manière individuelle. Ce nouvel indice étendu n'est pas apparu très différent de l'indice *IPLN* actuel.

Nous avons ensuite examiné d'autres sources de différences sur les marchés des logements anciens et des logements neufs. Les logements neufs sont principalement construits à la périphérie

28. <http://www.assemblee-nationale.fr/13/rap-info/i3631.asp>. Cité par Levasseur (2011).

29. Grislain-Letrémy et Trevien (2016) concluent à une absence d'effet de la subvention des loyers aux locataires sur l'offre locative.

30. Défini ici comme une maison construite il y a moins de 5 ans.

des villes, où les terrains sont disponibles et moins chers, tandis que les logements anciens sont plus proches des centres-ville. La décomposition de la valeur d'un logement entre terrain et bâti montre que l'évolution du prix d'un logement, qu'il soit neuf ou ancien, est la somme pondérée de l'évolution des prix du terrain et de la construction, où les pondérations sont fonction de la part du terrain dans la valeur totale du bien. Cette part dans la valeur du logement, le poids du foncier, est plus faible pour les logements neufs que pour les logements anciens. Lorsque le bâti se déprécie au fil du temps, cela pourrait influencer l'évolution des prix. Nous montrons que plus le poids du foncier est élevé, plus la volatilité de l'indice est élevée. Ceci expliquerait ce que l'on observe sur les données françaises : les indices de prix des logements anciens, avec un poids du foncier plus élevé, sont plus volatiles que les indices de prix des logements neufs.

La décomposition a conduit à deux exercices. Nous avons calculé un indice de prix pour les logements anciens situés dans les mêmes communes que les logements neufs. Cela réduit, mais sans l'éliminer, la différence entre les

évolutions des deux indices. Ensuite, nous avons calculé des indices de prix séparés pour les terrains et les constructions. Les prix des terrains et les indices de prix des logements anciens semblent évoluer de façon très similaire, et leurs volatilités sont proches. Le prix des constructions influence davantage le prix des logements neufs. Mais les prix des constructions ont aussi réagi aux chocs de demande pendant la crise. Un résultat du calcul fournit des parts du foncier et leur évolution dans le temps. Elles ont augmenté avant la crise, en particulier dans les régions les plus riches où la demande était élevée.

Pour revenir aux différences de volatilité des deux indices, particulièrement importantes pendant la crise de 2008-2009, les séries de ventes et de constructions suggèrent que le mouvement contracyclique de construction de logements sociaux aurait pu contribuer à soutenir les prix des logements neufs et expliquer leur moindre volatilité. Ces résultats appellent clairement d'autres travaux sur les différences entre les marchés des logements neufs et anciens, pour mieux comprendre pourquoi les prix des premiers seraient moins réactifs que ceux des seconds. □

BIBLIOGRAPHIE

Balcone, T. (2013). Mémoire de master de statistique publique. Miméo, ENSAI.

Balcone, T. (2018). Élaboration d'un indice de prix des logements neufs dans le cadre de la nouvelle réglementation Européenne 93/2013. *Insee – Document de travail* DSDS (à paraître).

Bono, P.-H. & Trannoy, A. (2012). Évaluation de l'impact du dispositif Scellier sur les prix fonciers. *Document de travail*.
<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00796188/document>

Bostic, R.C., Longhofer, S.D. & Redfearn, C.L. (2007). Land leverage: decomposing home price dynamics. *Real Estate Economics*, 35(2), 183–208.
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6229.2007.00187.x>

CDC (Caisse des Dépôts), 2015. Logements sociaux produits en VEFA : retour d'expérience. *Éclairages, Étude* N° 7.
https://www.prets.caissedesdepots.fr/IMG/pdf/eclairages_numero_7.pdf

Clarenc, P., Côte, J.-F., David, A., Friggitt, J., Gallot, P., Gregoir, S., Laferrère, A., Nobre, A., Rougerie, C. & Tauzin, N. (2014). Les indices Notaires-Insee de prix des logements anciens. *Insee Méthode*, 128.
<https://www.insee.fr/fr/information/2569926>

Davis, M.A. & Heathcote, J. (2007). The Price and Quantity of Residential Land in the United States. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2595–2620.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.06.023>

- Davis, M.A. & Palumbo, M.G. (2008).** The Price of Residential Land in Large U.S. Cities. *Journal of Urban Economics*, 63(1), 352–384.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.02.003>
- Diewert, W. E. (2011).** Alternative Approaches to Measuring House Price Inflation. WP, University of British Columbia.
- Diewert, W. E., Haan, J. de & Hendriks, R. (2015).** Hedonic Regressions and the Decomposition of a House Price Index into Land and Structure Components. *Econometric Reviews*, 34(1-2), 106–126.
<https://doi.org/10.1080/07474938.2014.944791>
- Friggit, J. (2014).** Évaluation du nombre de mutations de logements à titre onéreux et gratuit par statut d'occupation. Rapport du Conseil Général de l'environnement et du Développement durable N° 008187-02.
www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/144000669.pdf
- Gouriéroux, C. & Laferrère, A. (2009).** Managing Hedonic Housing Price Indices: the French Experience. *Journal of Housing Economics*, 18(3), 206–213.
- Grislain-Letrémy, C. & Trevien, C. (2016).** The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector the French example, Working paper.
- Insee (2017).** Propriétaires occupants, acquisitions et accession. *Insee Référence – Les conditions de logement en France*, pp. 116–117.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586377>
- Levasseur, S. (2011).** Dispositif Scellier : un bilan contrasté pour un coût élevé. Ofce, *Le Blog*.
<http://www.ofce.sciences-po.fr/blog/dispositif-scellier-un-bilan-contraste-pour-un-cout-eleve/>
- Oikarinen, E. (2010).** An Econometric Examination on the Share of Land Value of Single-family Housing Prices in Helsinki. *Research on Finnish Society*, 3, 7–18.
- Richmond, P. & Roehner, B. (2012).** The predictable outcome of speculative house price peaks. *Evolutionary and Institutional Economics Review*, 9(1), 125–139.
<https://doi.org/10.14441/eier.A2012005>
- Stein, J. C. (1995).** Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects. *The Quarterly Journal of Economics* 110, 379–406.
https://www.jstor.org/stable/2118444?seq=1#page_scan_tab_contents
- Topel, R. & Rosen, S. (1988).** Housing Investment in the US. *Journal of Political Economy*, 96(4), 718–740.
-

ANNEXE 1

Pondération du nouvel indice $IPLN(IP)$ des maisons construites individuellement

$w_{-}V_{A-1}^r$ est la part (en %) de dépenses pour les constructions de maisons individuelles de la région r dans le total des dépenses de l'année $A-1$:

$$w_{-}V_{A-1}^r = \frac{\sum_{i=1}^{nb_obs(A-1,r)} p_{-}V_{i,A-1}}{\sum_{r=1}^{21} \sum_{i=1}^{nb_obs(A-1,r)} p_{-}V_{i,A-1}}$$

(En %)

Région	2006-2007	2008	2009	2010	2011	2012	Moyenne
ÎLE-DE-FRANCE	8.95	7.97	8.12	6.23	3.54	4.43	6.88
CHAMPAGNE-ARDENNE	2.55	2.53	2.74	2.51	1.81	1.67	2.34
PICARDIE	2.52	2.34	2.13	2.90	2.81	3.16	2.63
HAUTE-NORMANDIE	2.84	3.13	2.73	3.32	3.67	3.70	3.17
CENTRE	4.38	4.24	3.96	4.81	5.39	4.56	4.53
BASSE-NORMANDIE	3.10	3.37	3.22	3.22	3.42	3.65	3.30
BOURGOGNE	2.24	2.44	2.01	2.38	2.22	2.45	2.28
NORD-PAS-DE-CALAIS	3.91	4.01	3.46	3.55	3.72	3.92	3.78
LORRAINE	3.04	2.74	2.45	2.66	2.76	2.87	2.79
ALSACE	2.63	2.75	3.10	2.44	1.68	2.00	2.46
FRANCHE-COMTÉ	2.17	2.11	1.99	2.06	2.67	2.34	2.22
PAYS DE LA LOIRE	13.24	12.45	13.96	13.12	12.48	11.26	12.82
BRETAGNE	8.87	8.12	8.19	8.50	9.77	9.91	8.89
POITOU-CHARENTES	4.07	6.76	8.03	6.17	5.05	4.62	5.54
AQUITAINE	6.12	6.15	6.49	6.85	7.86	7.70	6.75
MIDI-PYRÉNÉES	5.86	5.45	5.25	5.57	7.02	6.53	5.93
LIMOUSIN	1.22	1.33	1.19	1.26	1.36	1.37	1.28
RHÔNE-ALPES	9.37	9.94	10.26	9.89	11.09	11.49	10.20
AUVERGNE	2.19	2.21	2.40	2.41	2.44	2.47	2.33
LANGUEDOC-ROUSSILLON	5.22	4.91	4.58	5.59	5.44	5.25	5.17
PROVENCE-ALPES-CÔTE D'AZUR	5.53	5.03	3.75	4.57	3.80	4.67	4.70
Ensemble	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Note : les années 2006 et 2007 ont la même pondération car 2006 est la première année pour laquelle des données sont disponibles.

Source : EPTB ; calculs des auteurs.

CONSTRUCTION DES INDICES DE PRIX DES « CLONES GÉOGRAPHIQUES » DE LOGEMENTS ANCIENS

La base de données de « clones » est constituée de la manière suivante. Le nombre de transactions de logements neufs dans l'ECLN et le nombre de transactions de logements anciens dans les bases de données notariales sont calculés pour chaque triplet [année (au lieu de trimestre pour avoir suffisamment d'observations) – type de logement (mais seulement du type « individuel groupé » dans l'ECLN, ou appartements) – commune (arrondissement pour Paris, Marseille et Lyon)] sur la période T1_2006 - T4_2010.

Seuls les triplets pour lesquels des ventes de logements neufs et anciens existent sont conservés. Nous négligeons ainsi 6 % des logements neufs vendus sur la période, c'est-à-dire qu'aucun logement ancien « clone » n'est vendu. Pour vérifier l'effet de la sélection des triplets non manquants, nous calculons l'indice en laissant de côté ces 6 %. L'indice annuel ne diffère pas de plus de 0.6 points d'indice sur la période. Ensuite, pour chaque triplet, un échantillon de « clones » de logements neufs est tiré aléatoirement (avec remise) parmi les logements anciens correspondants. Cette population « clone » a la même distribution communale que les logements neufs. Pour chaque triplet [année - type de logement - commune], le nombre de « clones » est égal au nombre de logements neufs. Un indice pour la population des « clones » est calculé sur la période 2006 à 2010 en utilisant le même modèle hédonique à périodes adjacentes que celui utilisé pour

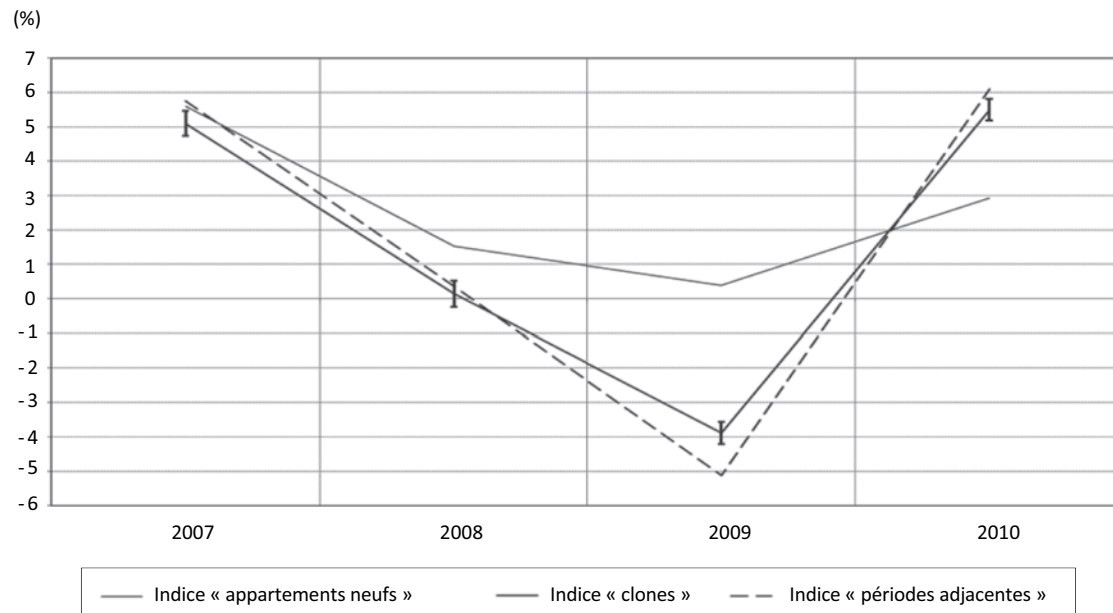
les logements neufs. Pour obtenir une meilleure estimation du taux de croissance annuel de l'indice « clones », 50 échantillons différents de logements « clones » sont prélevés. Ainsi, nous nous concentrons sur la moyenne et l'écart-type des taux de croissance annuels de 50 indices « clones ». Cependant, pour simplifier, nous parlons de l'indice « clones ». Deux indices sont calculés : un pour les maisons « clones », un autre pour les appartements « clones ». L'année est désormais l'unité élémentaire du temps.

Nous nous concentrons, pour les maisons et les appartements, sur les taux de croissance annuels des trois indices suivants : l'indice « clones », l'indice « périodes adjacentes des prix des logements anciens » et l'indice des prix des logements neufs (séparément pour les maisons et les appartements) (cf. tableau 3).

Pour les appartements, le taux de croissance de l'indice « clones » est très proche de celui de l'indice « périodes adjacentes ». La différence en valeur absolue entre les taux de croissance annuels de ces deux indices est en moyenne inférieure à 0.70 points sur la période 2006-2010 (0.68 points, figure A2.I). Si l'on met de côté l'année 2009, l'écart est inférieur à 0.50 points de pourcentage, même si, encore une fois, l'année de crise est moins marquée pour les « clones ».

Figure A2.I

Taux de croissance annuels des indices « appartements neufs », nouveaux appartements « clones » et « périodes adjacentes », 2006-2010



Note : pour l'indice « clones », les barres d'erreur sont égales à deux écarts-types.

Note de lecture : plus l'indice « clones » est proche de l'indice des appartements neufs, plus la différence dans les distributions par commune des appartements neufs et anciens peut expliquer l'écart entre l'indice des appartements anciens et l'indice des appartements neufs.

Source : bases de données ECLN, BIEN et Perval (cf. tableau 2) ; calculs des auteurs.

ANNEXE 3

**PONDÉRATIONS DE L'INDICE DE PRIX DES TERRAINS RÉSIDENTIELS
(INDICE « NOUVEAUX TERRAINS »)**

La pondération $w_{-L_{A-1}^r}$ est la part (en %) de dépenses pour des parcelles de la région r dans le total des dépenses de l'année $A - 1$:

$$w_{-L_{A-1}^r} = \frac{\sum_{i=1}^{nb_obs(A-1,r)} p_{-L_{i,A-1}}}{\sum_{r=1}^{21} \sum_{i=1}^{nb_obs(A-1,r)} p_{-L_{i,A-1}}}$$

(En %)

Région	2006-2007	2008	2009	2010	2011	2012	Moyenne
ÎLE-DE-FRANCE	13.64	11.94	11.74	9.36	5.09	6.38	10.26
CHAMPAGNE-ARDENNE	1.93	2.02	2.20	2.11	1.53	1.46	1.88
PICARDIE	2.23	2.16	1.93	2.69	2.71	3.08	2.43
HAUTE-NORMANDIE	2.42	2.95	2.69	3.22	3.70	3.56	2.99
CENTRE	3.82	3.79	3.52	4.38	5.09	4.18	4.09
BASSE-NORMANDIE	2.17	2.43	2.34	2.47	2.74	3.02	2.48
BOURGOGNE	1.67	1.84	1.60	1.88	1.88	2.07	1.80
NORD-PAS-DE-CALAIS	3.67	3.90	3.32	3.50	3.62	3.82	3.64
LORRAINE	2.33	2.00	1.88	2.12	2.27	2.39	2.19
ALSACE	2.47	2.60	3.04	2.33	1.64	1.95	2.36
FRANCHE-COMTÉ	1.44	1.41	1.41	1.52	2.00	1.77	1.57
PAYS DE LA LOIRE	11.71	11.13	12.87	11.80	11.24	10.08	11.51
BRETAGNE	7.06	6.64	6.88	7.14	8.14	8.21	7.30
POITOU-CHARENTES	3.08	5.22	6.20	4.70	4.03	3.76	4.30
AQUITAINE	6.01	6.14	6.51	7.04	8.39	8.11	6.89
MIDI-PYRÉNÉES	5.81	5.37	5.03	5.41	7.15	6.40	5.85
LIMOUSIN	0.64	0.73	0.68	0.76	0.90	0.87	0.75
RHÔNE-ALPES	11.19	12.28	12.60	11.93	13.17	13.51	12.27
AUVERGNE	1.47	1.54	1.70	1.72	1.91	1.85	1.66
LANGUEDOC-ROUSSILLON	6.93	6.47	6.23	7.32	7.13	6.61	6.80
PROVENCE-ALPES-CÔTE D'AZUR	8.31	7.42	5.64	6.62	5.67	6.90	6.98
Ensemble	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Note : les années 2006 et 2007 ont la même pondération car 2006 est la première année pour laquelle des données sont disponibles.
Source : EPTB ; calculs des auteurs.

PONDÉRATIONS DE L'INDICE DE PRIX DES CONSTRUCTIONS (INDICE « CONSTRUCTIONS NEUVES »)

La pondération w_{A-1}^r est la part (en %) de dépenses pour la construction de la région r dans le total des dépenses de l'année $A-1$:

$$w_{A-1}^r = \frac{\sum_{i=1}^{nb_obs(A-1,r)} p_{-}S_{i,A-1}}{\sum_{r=1}^{21} \sum_{i=1}^{nb_obs(A-1,r)} p_{-}S_{i,A-1}}$$

(En %)

Région	2006-2007	2008	2009	2010	2011	2012	Moyenne
ÎLE-DE-FRANCE	6.70	6.00	6.29	4.70	2.81	3.48	5.24
CHAMPAGNE-ARDENNE	2.85	2.78	3.01	2.70	1.94	1.77	2.56
PICARDIE	2.66	2.43	2.23	3.00	2.86	3.19	2.72
HAUTE-NORMANDIE	3.04	3.22	2.74	3.37	3.66	3.76	3.26
CENTRE	4.64	4.46	4.17	5.02	5.53	4.74	4.74
BASSE-NORMANDIE	3.55	3.84	3.66	3.59	3.74	3.95	3.70
BOURGOGNE	2.51	2.74	2.22	2.63	2.38	2.63	2.52
NORD-PAS-DE-CALAIS	4.02	4.06	3.53	3.58	3.76	3.97	3.85
LORRAINE	3.38	3.11	2.74	2.92	2.98	3.11	3.09
ALSACE	2.70	2.82	3.13	2.50	1.70	2.03	2.51
FRANCHE-COMTE	2.52	2.46	2.29	2.32	2.98	2.62	2.53
PAYS DE LA LOIRE	13.98	13.10	14.51	13.76	13.07	11.83	13.46
BRETAGNE	9.73	8.85	8.85	9.17	10.54	10.74	9.66
POITOU-CHARENTES	4.55	7.52	8.95	6.89	5.53	5.03	6.15
AQUITAINE	6.17	6.15	6.47	6.75	7.62	7.49	6.69
MIDI-PYRÉNÉES	5.88	5.49	5.36	5.65	6.96	6.59	5.97
LIMOUSIN	1.50	1.63	1.45	1.51	1.58	1.61	1.54
RHÔNE-ALPES	8.50	8.79	9.09	8.90	10.11	10.50	9.20
AUVERGNE	2.54	2.55	2.76	2.74	2.69	2.78	2.65
LANGUEDOC-ROUSSILLON	4.39	4.14	3.75	4.74	4.64	4.58	4.38
PROVENCE-ALPES-CÔTE D'AZUR	4.19	3.85	2.79	3.57	2.92	3.58	3.58
Ensemble	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Note : les années 2006 et 2007 ont la même pondération car 2006 est la première année pour laquelle des données sont disponibles.
Source : EPTB ; calculs des auteurs.

ANNEXE 5

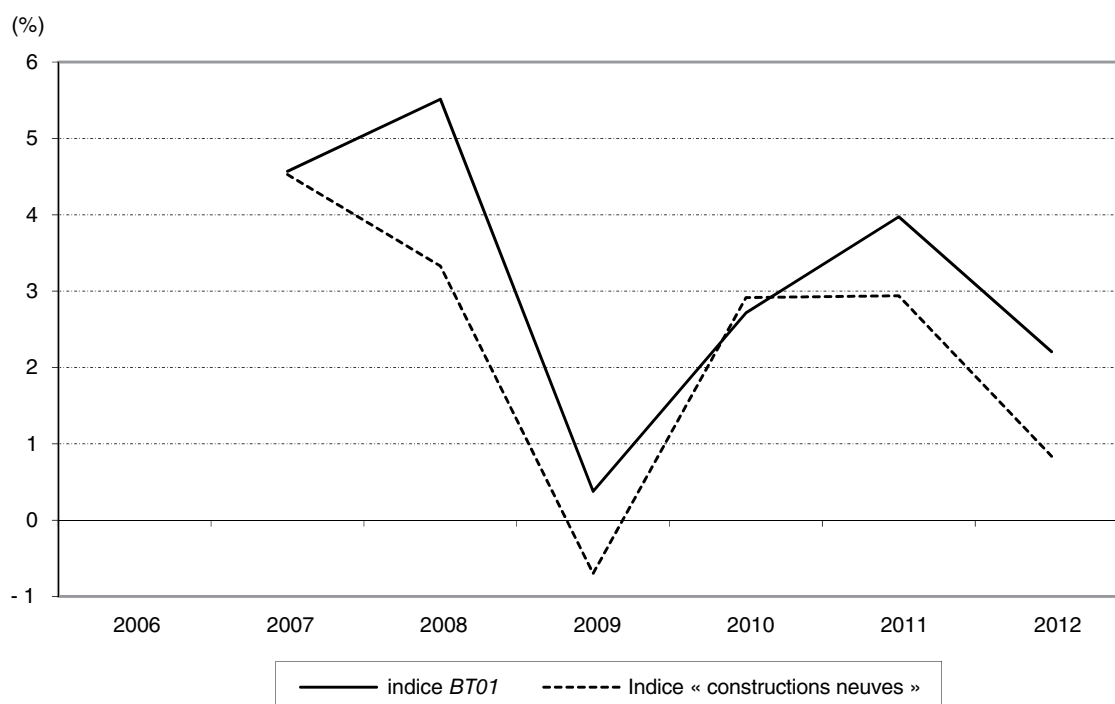
**COMPARAISON DE L'INDICE DE PRIX DES « CONSTRUCTIONS NEUVES »
ET DE L'INDICE DES COÛTS DE CONSTRUCTION**

Pour vérifier la validité de notre indice « constructions neuves », nous le comparons à l'indice *BT01* du coût de construction (Indice national du bâtiment, tous corps d'État). Les deux profils sont remarquablement similaires (figure A5). Les taux d'évolution diffèrent de 2 points de pour-

centage en 2008, mais de moins de 1 point de pourcentage au cours des autres années. Même avec un modèle hédonique loin d'être parfait, il semble que nous obtenions un indice de prix de structure plausible à partir de l'enquête *EPTB* qui ne couvre que les maisons individuelles.

Figure A5

Taux de croissance de l'indice « constructions neuves » et de l'indice *BT01*



Source : Insee ; calcul des auteurs basés sur l'*EPTB*.

Accessibilité, pollution locale et prix du logement : le cas de Nantes Métropole, France

Accessibility, local pollution and housing prices. Evidence from Nantes Métropole, France

Dorothee Brécard*, Rémy Le Boennec** et Frédéric Salladarré***

Résumé – Dans cet article empirique, nous analysons dans quelle mesure les variables liées à l’accessibilité et à l’environnement sont capitalisées dans le prix des appartements vendus sur le territoire de Nantes Métropole, en France. À partir d’un échantillon de 5 590 transactions immobilières réalisées en 2002, 2006 et 2008 et extraites de la base de données *Perval*, nous estimons un modèle spatial de prix hédoniques qui tient compte de l’autocorrélation et de l’hétérogénéité spatiales. Une attention particulière est portée à l’élaboration des variables liées à la qualité environnementale (exposition au bruit, pollution atmosphérique). Le prix des appartements dépend positivement de la proximité au centre-ville de Nantes, mais le réseau de transport collectif (urbain ou non urbain) n’a pas d’incidence significative. La réduction du niveau sonore est valorisée, mais seulement à des niveaux de significativité faibles à marginaux, et la qualité de l’air n’influence pas le prix des appartements. Ces résultats peuvent être imputés à une accessibilité et une qualité environnementale de bon niveau à Nantes Métropole, ce qui rend probablement les ménages moins sensibles à ces aspects que dans d’autres contextes géographiques. Cela semble apporter peu de soutien aux plans de mobilité urbaine durable qui favorisent une meilleure accessibilité, à moins que les autorités publiques ne ciblent également un renforcement de la sensibilisation aux modes de transport vertueux.

Abstract – In this empirical article, we analyze the extent to which accessibility and environmental variables are capitalized in apartment prices in Nantes Métropole, France. Using a sample of 5,590 transactions in 2002, 2006, 2008 from the *Perval* database, we estimate a spatial hedonic price model that takes into account spatial autocorrelation and spatial heterogeneity. Special attention is also paid to the construction of environmental quality variables (noise exposure, air pollution). We find that apartment prices depend positively on proximity to Nantes city centre but that the public transport network (urban or non-urban) has no significant influence. Noise reduction is valued, but only at low or marginal levels of significance, and air quality does not influence apartment prices. These results can be related to good accessibility and environmental quality in Nantes Métropole which probably makes households less sensitive to these issues than in other geographical contexts. This seems to provide little support for sustainable urban mobility plans favoring better accessibility, unless public authorities also target the greater awareness of the use of virtuous modes of transport.

Codes JEL / JEL Classification: C21, Q51, Q53, R31

Mots-clés : prix hédoniques, accessibilité, qualité de l’air, exposition au bruit, économétrie spatiale.

Keywords: hedonic price model, accessibility, air quality, noise exposure, spatial econometrics

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.

* Université de Toulon, LEAD (brecard@univ-tln.fr)

** Institut VEDECOM et Laboratoire Genie Industriel, CentraleSupélec, Université Paris-Saclay (remy.leboennec@vedecom.fr)

*** Univ Rennes, CNRS, CREM - UMR 6211 & LEMNA (frederic.salladarré@univ-rennes1.fr)

Cette recherche a été financée par l’Agence Nationale de la Recherche, dans le cadre de l’« Évaluation des impacts environnementaux d’un plan de déplacements urbains (PDU) et de leurs conséquences socio-économiques : développements méthodologiques et tests sur le PDU de Nantes Métropole » (ANR-08-VILL-0005). Nous souhaiterions remercier Patrice Mestayer et Bernard Bourges pour leur coordination sur le projet Éval-PDU, ainsi que Julie Bulteau, Marc Baudry, Yannick Le Pen et Bernard Fritsch pour leur contribution à la première partie de ce projet.

Reçu le 15 juin 2017, accepté après révisions le 24 juillet 2018

L’article en français est une traduction de la version originale en anglais.

Élue Capitale verte de l'Europe en 2013, Nantes fait désormais partie des « Villes vertes – Faites pour vivre ». Selon plusieurs études françaises, Nantes se classe également parmi les villes de France les plus agréables à vivre¹. L'un de ses atouts est sa performance environnementale, grâce à ses réseaux de transport collectif, à la qualité de l'air, à la quiétude de l'environnement et aux nombreux espaces verts jalonnant la ville. Quelle valeur les ménages accordent-ils à ces facteurs caractérisant leur cadre de vie ? Cette question est particulièrement importante au regard de l'efficacité des politiques locales qui visent, en théorie, l'augmentation du bien-être des habitants par des améliorations en matière d'accessibilité, de qualité de l'air et de calme, entre autres facteurs liés à la qualité de vie.

La littérature théorique de l'économie urbaine suggère que les aménités liées à l'accessibilité et à l'environnement sont décisives dans les choix de localisation des ménages. L'analyse des facteurs de localisation des ménages par rapport aux centres d'affaires ou *Central Business Districts* (CBDs) met en évidence un arbitrage entre le caractère central du logement – plus on s'éloigne du centre, moins le mètre carré est cher – et les coûts de transport – qui augmentent à mesure qu'on s'éloigne du centre (Alonso, 1964 ; Ogawa & Fujita, 1980 ; Le Boennec, 2014). En présence de plusieurs CBDs, la décroissance du prix des logements avec la hausse de la distance au centre-ville peut ne plus être monotone (Osland & Pryce, 2012 ; Le Boennec & Sari, 2015). Le choix de localisation tient également compte des aménités locales (Fujita, 1989 ; Takahashi, 2017 ; Lemoy *et al.*, 2017), tandis que les externalités environnementales négatives (bruit, congestion et pollution atmosphérique) découragent l'installation des ménages en certains lieux (Kanemoto 1980 ; Schindler *et al.*, 2017).

Depuis l'article fondateur de Rosen (1974), la méthode des prix hédoniques a été largement utilisée pour valoriser les attributs intrinsèques et extrinsèques d'un logement. Comme le prix des logements dépend de caractéristiques intrinsèques (nombre de pièces, surface habitable) et extrinsèques (proximité des transports collectifs, qualité sociale du voisinage, aménités et pollution), le marché immobilier peut indirectement fournir une valeur monétaire pour ces attributs. La différence de prix entre deux logements identiques à un attribut près peut rendre compte de la valeur du gain ou de la perte en bien-être induite par cet attribut : transport collectif, aménité ou qualité environnementale. La méthode des prix

hédoniques est ainsi particulièrement pertinente pour fournir de nouvelles informations sur le consentement à payer des ménages pour une plus grande accessibilité et une meilleure qualité environnementale.

Des travaux empiriques reposant sur les préférences déclarées soulignent également l'importance de ces aménités dans le choix du logement. Les ménages sélectionnent le cadre de vie où le transport et les aménités sont conformes à leurs préférences (Bhat *et al.*, 2008 ; Cao & Cao, 2014). Le rôle de ces préférences est ainsi mis en évidence dans les choix de localisation résidentielle (Lund, 2006 ; Walker & Li, 2007). Les préférences sont liées au cycle de vie, dans le sens où certains événements (par exemple, la naissance d'un enfant) peuvent faire évoluer ces dernières et pousser les individus à déménager (Clark & Onaka, 1983 ; Rabe & Taylor, 2010).

L'approche hédonique est exploitée par une vaste littérature empirique pour évaluer la valeur des attributs tant intrinsèques qu'extrinsèques des logements. Même si le gros des travaux reposant sur la méthode des prix hédoniques a été conduit aux États-Unis et au Canada, la littérature européenne connaît une croissance depuis le début du 21^e siècle, avec une accélération plus récente ; la situation est comparable en Asie. En France, Cavailhès (2005) souligne que la valeur des logements qui approvisionnent le marché locatif de 287 centres urbains français s'accroît avec les aménités et l'accessibilité. Il souligne qu'une telle valorisation dépend largement de la qualité sociale du voisinage. La capitalisation de l'accès aux transports collectifs dans le prix des appartements a été démontrée à Nantes (Fritsch, 2007) et Paris (Nguyen-Luong & Boucq, 2011). Le rôle des aménités (par exemple, les espaces verts) et des nuisances environnementales (comme l'exposition au bruit) a également été souligné à Grenoble (Saulnier, 2004), dans la majorité des centres urbains étudiés par Cavailhès (2005), à Paris (Bureau & Glachant, 2010), Angers (Choumert & Travers, 2010 ; Travers *et al.*, 2013), sur la côte atlantique française (Pouyane *et al.*, 2011 ; Le Berre *et al.*, 2017) et à Nantes (Le Boennec & Sari, 2015 ; Le Boennec & Salladarré, 2017).

Les caractéristiques de localisation et d'accessibilité comptent souvent parmi les déterminants clés des prix immobiliers. Toutefois, cela ne se

1. Citons par exemple le classement 2018 de l'Express, dans lequel Nantes se trouve à la première place, comme cela était déjà le cas en 2017 (https://www.lexpress.fr/emploi/le-palmares-2018-des-villes-ou-il-fait-bon-vivre-et-travailler_1984924.html), consultée le 20/03/2018.

vérifie pas toujours selon le contexte local, tandis que dans la majorité des cas, le sens de la relation entre accessibilité à certaines aménités ou modes de transport et capitalisation immobilière doit être éclairci. Concernant les variables liées à la qualité environnementale, seules quelques rares études hédoniques françaises fournissent des informations sur l'influence potentielle de la pollution atmosphérique ou de l'exposition au bruit sur le prix des logements (voir la revue de la littérature ci-après). Les études permettant de calculer les données spécifiques associées à chaque transaction immobilière sont encore plus rares. Le présent article analyse ces variables originales et apporte de nouveaux éclairages sur les effets d'une plus grande accessibilité et d'une meilleure qualité environnementale sur la valeur des appartements dans un contexte local : l'agglomération de Nantes Métropole.

Pour mettre en œuvre le modèle hédonique, nous exploitons une base de données originale en coupe transversale, partiellement obtenue à partir de simulations numériques. Ces simulations ont été effectuées dans le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire, à l'aide d'une chaîne de modèles élaborés à partir de données physiques. Le point de départ était constitué par les données liées au trafic à Nantes Métropole (Mestayer *et al.*, 2012), qui ont permis de calculer l'exposition au bruit et la qualité de l'air autour des logements. Ces données environnementales ont été consolidées dans notre base géoréférencée avec les transactions immobilières enregistrées dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008, qui intègrent également des distances à un ensemble de lieux de référence.

Comme les logements sont caractérisés par des attributs de localisation, nous mobilisons les techniques de l'économétrie spatiale que nous appliquons à la modélisation de prix hédoniques. La dépendance spatiale entre les observations de notre échantillon est ainsi prise en compte en différents points de l'espace. Pour traiter l'auto-corrélation et l'hétérogénéité spatiales, nous utilisons la méthode des variables instrumentales et la méthode des moments généralisés (MMG) proposée par Kelejian et Prucha (2010) afin d'estimer, année par année, des modèles autorégressifs spatiaux. Cette méthode d'estimation récente en plusieurs étapes inclut un décalage spatial de la variable dépendante et une autocorrélation spatiale des erreurs.

En cohérence avec la littérature hédonique existante, nos résultats confirment que les attributs intrinsèques des logements ont une incidence sur

leur prix. Concernant les caractéristiques extrinsèques, les résultats sont beaucoup plus mitigés : si une plus grande accessibilité au centre-ville de Nantes fait grimper le prix des appartements comme attendu, nous ne trouvons aucune incidence significative des réseaux de transport collectif (tant urbain que non urbain) sur le prix. L'influence spécifique des variables de qualité environnementale est également très limitée : la pollution atmosphérique ne déprécie pas les logements ; ce n'est pas le cas de la pollution sonore, mais les prix des appartements exposés au bruit ne sont que légèrement inférieurs à ceux des appartements qui ne le sont pas. Certains de ces résultats sont assez surprenants et feront l'objet d'un examen ultérieur.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section suivante passe en revue la littérature qui traite de l'effet du bruit, de la pollution atmosphérique et de l'accessibilité sur la valeur des logements. Nous présentons ensuite notre base de données. Une autre section détaille le modèle économétrique et les tests de dépendance spatiale, et une section suivante est dédiée à l'analyse des résultats. Enfin, nous formulons pour conclure quelques commentaires et recommandations de politique publique.

Revue de la littérature

Même si les travaux empiriques qui utilisent la méthode des prix hédoniques sont relativement unanimes quant à l'incidence de différents attributs intrinsèques sur la valeur des logements, les résultats sont plus contrastés en ce qui concerne les effets des caractéristiques extrinsèques, qui dépendent avant tout de la localisation du logement et de son voisinage. L'étendue de cette revue de littérature se limite aux caractéristiques extrinsèques examinées dans le présent article, à savoir la pollution locale (bruit et air) et l'accès aux transports collectifs urbains et non urbains.

Bruit

En sa qualité d'externalité négative, le bruit tend à faire baisser la valeur des logements. Nelson (2004) examine l'effet de l'exposition au bruit des logements situés à proximité de 23 aéroports des États-Unis et du Canada. Il conclut que la baisse moyenne des prix est de 0.58 % par décibel (dB) supplémentaire, et que la sensibilité au bruit est plus élevée au Canada. Nelson (2008) met en évidence que l'Indice de dépréciation sonore ou *Noise Depreciation Index* (NDI) a une

valeur médiane de 0.74 % par dB pour le bruit du trafic aérien et de 0.54 % pour le bruit du trafic routier. Dans la municipalité suédoise de Lerum, Andersson *et al.* (2010) mettent en évidence un effet négatif plus important du bruit routier que ferroviaire, avec une baisse des prix immobiliers par dB supplémentaire de respectivement 1.2 % et 0.4 %. Lorsque le niveau sonore total dépasse 55 dB, ces chiffres s'élèvent à 1.7 % pour le bruit routier et 0.7 % pour le bruit ferroviaire. Cette baisse est également d'environ 0.5 % par dB supplémentaire autour du réseau ferroviaire de Séoul, en Corée (Chang & Kim, 2013). Dans la même veine en France, les appartements situés dans les quartiers calmes de Paris valent en moyenne 1.5 % de plus que les autres (Bureau & Glachant, 2010). Cependant, la relation entre exposition au bruit et valeur du logement n'est pas toujours claire. Le Boennec et Sari (2015) ne révèlent qu'une relation faible entre l'exposition au bruit routier et ferroviaire et le prix des maisons sur le territoire de Nantes Métropole (- 0.23 % par dB supplémentaire). En fonction du contexte, le bruit n'est parfois pas significatif du tout, comme cela est le cas à Grenoble, en France (Saulnier, 2004) et comme le montre Cavaillès (2005) dans la majorité des centres urbains français.

Pollution atmosphérique

La relation entre pollution atmosphérique et valeur des logements a fait l'objet de nombreuses études depuis l'article fondateur de Ridker et Henning (1967). Ces derniers ont établi l'effet négatif de la pollution par le soufre dans la zone métropolitaine de Saint Louis, aux États-Unis. Dans les analyses hédoniques, les variables liées à la qualité de l'air exercent des effets très contrastés sur la valeur des logements (Smith & Huang, 1993 ; Boyle & Kiel, 2001). Decker *et al.* (2005) montrent l'incidence négative d'une forte concentration de polluants interdits dans le Nebraska, aux États-Unis. Cependant, dans un autre état américain, le Massachusetts, les mêmes polluants ne sont pas significatifs (Bui & Mayer, 2003). Des études françaises ont également révélé un lien significatif entre pollution atmosphérique et valeur des logements : entre niveaux de dioxyde d'azote et loyers à Grenoble (Saulnier, 2004) et entre pollution atmosphérique et loyers dans les centres urbains français (Cavaillès, 2005). Kim *et al.* (2003) montrent qu'une amélioration permanente de 4 % de la qualité de l'air, par l'intermédiaire d'une baisse de la pollution au dioxyde de soufre (SO₂), équivaut à 1.43 % du prix moyen d'une maison à Séoul, tandis que la pollution par les

oxydes d'azote (NO_x) n'a aucune incidence sur la valeur des logements. Ces résultats contrastés rendent probablement compte de l'hétérogénéité des marchés immobiliers. À l'aide d'un indice de qualité de l'air spécifique, Le Boennec et Salladarré (2017) montrent que les acheteurs de Nantes Métropole ne sont généralement pas sensibles à la pollution atmosphérique, à l'exception de ceux qui ont déjà habité dans une zone polluée. Ces résultats mitigés pourraient également s'expliquer par des différences de mesure de la qualité de l'air. Par exemple, Anselin et Le Gallo (2006) mettent en évidence que, dans l'estimation de l'effet de la qualité de l'air sur la valeur des logements en Californie du Sud, des valeurs d'ozone discrétisées donnent de meilleurs résultats que la variable continue.

Transport

Les travaux empiriques menés sur l'accès aux transports collectifs (urbains et non urbains) ont produit des résultats contrastés. Ce contraste est mis en évidence dans Bowes et Ihlanfeldt (2001) pour Atlanta, États-Unis. La proximité d'une gare est susceptible de pousser les prix à la hausse via une accessibilité accrue et la présence de commerces de proximité, qui constituent un avantage pour les habitants du quartier. Toutefois, les gares sont synonymes de pollution sonore et atmosphérique, en plus d'une perturbation paysagère. Il en résulte que l'effet net global devient négatif pour les biens immobiliers situés près de la gare (à moins de 400 mètres), et positif pour les biens plus éloignés (entre 1.5 et 5 km). D'autres travaux ont également mis en évidence un effet concave de la proximité des gares, comme Billings (2011) à Charlotte, États-Unis, et Mohammad *et al.* (2017) pour à Dubaï, Émirats arabes unis (stations de métro). Toutefois, dans la plupart des études américaines, l'effet-accessibilité positif du métro domine l'effet d'externalité négative (voir Efthymiou & Antoniou, 2013, et Dubé *et al.*, 2013 pour une étude détaillée). C'est également le cas pour les villes asiatiques (Pan & Zhang, 2008 ; Chen & Haynes, 2015 ; Li *et al.*, 2016 ; Diao *et al.*, 2017).

Des résultats proches ont été obtenus pour les villes européennes. Efthymiou et Antoniou (2013) montrent qu'à Athènes, en Grèce, la proximité d'un métro, d'un tramway, d'une gare de train de banlieue ou d'un arrêt de bus pousse à la hausse le prix des appartements, tandis que la proximité de l'ancien réseau ferré urbain, de gares de lignes nationales, d'aéroports ou de ports les fait baisser. Martínez et Viegas (2009)

montrent que la proximité du métro fait s'accroître les valeurs immobilières à Lisbonne, au Portugal, d'autant plus que le logement a accès à deux lignes de métro au lieu d'une. À Paris, bien que la proximité d'une gare fasse grimper les prix (Bureau & Glachant, 2010), la proximité d'une station de métro les fait baisser. Cela est cohérent avec les résultats de Nguyen-Luong et Boucq (2011), qui mettent en évidence des prix inférieurs de 5 % pour les appartements situés à moins de 200 mètres de la troisième ligne de tramway parisienne. Il est intéressant de noter que Fritsch (2007) obtient des résultats similaires à Nantes, où les lignes de tramway tendent à faire baisser la valeur des logements dans les zones proches du centre-ville, et à les faire grimper dans les quartiers plus éloignés².

Les méta-analyses de Debrezion *et al.* (2007) et de Mohammad *et al.* (2013) mettent en évidence que l'effet des projets ferroviaires ou des infrastructures existantes sur les valeurs immobilières dépend également de plusieurs autres facteurs, tels que le type de service ferroviaire, l'ancienneté du système (articulés autour d'un plus grand nombre de lignes, les réseaux plus anciens sont plus attractifs pour les usagers), la localisation et les caractéristiques des gares, ainsi que la localisation et l'accès au réseau routier. En particulier, Mohammad *et al.* (2013) montrent que les trains de banlieue ont davantage d'effets positifs que le métro sur les valeurs foncières et immobilières, et qu'un accès aisé au réseau routier freine la valorisation du réseau ferré. Par ailleurs, les répercussions du réseau ferré sont plus importantes dans les villes d'Europe et d'Asie de l'Est qu'en Amérique du Nord.

Description des données

Les facteurs explicatifs du prix des appartements à Nantes Métropole sont analysés à l'aide de données en coupe transversale. Nantes Métropole est une agglomération qui rassemble 24 communes du département de Loire-Atlantique, dans la région Pays de la Loire. Cette métropole se situe à l'ouest du pays, à 380 km de Paris, et couvre une superficie de plus de 523 km². Elle est traversée par un fleuve (la Loire), et deux rivières (l'Erdre et la Sèvre). Elle compte 600 000 habitants, dont la moitié vit dans la commune centrale de Nantes. En 2015, on a comptabilisé sur ce territoire plus de 2.3 millions de déplacements quotidiens, dont 55 % réalisés en voiture (conducteurs et passagers) et 15 % en transports collectifs. Les distances totales parcourues s'élèvent à 21 km par jour, équivalant à un temps

de déplacement de 67 minutes³. La base de données exploitée nous permet de lier le prix des appartements vendus sur le territoire de Nantes Métropole à leurs caractéristiques intrinsèques et extrinsèques (accessibilité, environnement géographique et socioéconomique, qualité environnementale). Toutes les statistiques descriptives sont recensées dans le tableau 1.

Les données proviennent de la base de données notariale, *Perval*, et fournissent des informations sur 25 000 transactions immobilières enregistrées sur le territoire de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008⁴. Il convient de noter que toutes les transactions immobilières de France sont couvertes par deux bases notariales : *Perval* et *BIEN* pour Paris (Gouriéroux & Laferrère, 2009). Les données ont été géoréférencées dans le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire. Nous analysons ici, après épuration des données (retrait des informations manquantes), les observations relatives à 5 590 ventes d'appartements. Comme les données liées aux transactions immobilières ne peuvent pas être traitées comme continues dans le temps, les trois années sont examinées séparément. Les données fournissent des informations sur la transaction (date, prix, nature du transfert, etc.), sur la localisation de l'appartement (commune, section cadastrale, etc.) et sur ses attributs intrinsèques (surface habitable, nombre de pièces principales, salles de bain, etc.). Concernant la surface habitable, toutes les observations ont été conservées, à l'exception d'un appartement de moins de 9 m²⁵.

2. Fritsch (2007) emploie cependant une définition très spécifique de l'accessibilité d'un quartier : cette accessibilité est considérée élevée (et respectivement moyenne et faible) lorsque l'appartement se trouve dans un IRIS où plus de 50 % (et respectivement de 20 à 50 %, et moins de 20 %) de la surface de l'IRIS se trouve à moins de 300 mètres à vol d'oiseau d'un arrêt de tramway.

3. Source : Enquête déplacements en Loire-Atlantique, Département de Loire-Atlantique, janvier 2016.

4. Nos statistiques descriptives révèlent un prix au mètre carré de 1 866 € pour les transactions de 2008. Ce chiffre est de 1 511 € en 2002 (en euros constants), et de 1 984 € en 2006. En deux ans, entre 2006 et 2008, les prix ont donc chuté de 5.9 %. Au contraire, le prix du mètre carré a augmenté de 31.3 % entre 2002 et 2006. En France, le marché immobilier n'a pas connu une baisse aussi abrupte qu'en Espagne, en Irlande ou aux États-Unis, par exemple. Ce résultat favorable s'explique en partie par le dynamisme de la demande de logement sur la longue période (et en particulier dans les grandes zones urbaines comme Nantes Métropole). Ce dynamisme est lié à une démographie favorable. Une telle situation peut également s'expliquer par le niveau élevé de dépenses publiques qui a contribué à préserver le pouvoir d'achat des ménages pendant la crise financière mondiale.

5. Le décret du 30 janvier 2002 dispose qu'un appartement en location doit présenter, pour être qualifié de décent, une surface minimale de 9 m². En outre, la Loi Carrez vise à certifier la surface des habitations vendues en France (qu'elles soient occupées par le propriétaire ou non) : cette certification est obligatoire dès 8 m². Il n'est donc pas surprenant que la base Perval contienne 95 observations de moins de 20 m². En effet, Nantes constitue une ville attractive pour les étudiants qui fréquentent le grand campus universitaire et d'autres établissements d'enseignement supérieur. Cette situation est comparable à d'autres constatées ailleurs en France, et pas seulement à Paris, mais aussi dans d'autres grandes agglomérations (Lyon, Toulouse, Montpellier, Rennes, Lille...).

Tableau 1
Statistiques descriptives

Variable	Définition	2002				2006				2008			
		Moyenne	σ	Min	Max	Moyenne	σ	Min	Max	Moyenne	σ	Min	Max
Surface	Surface habitable en m ²	64.49	24.67	11.00	241.00	62.03	24.97	12.00	242.00	61.56	25.03	13.00	250.00
Constr<1948	Construction avant 1948	0.03	0.16	0.00	1.00	0.05	0.22	0.00	1.00	0.05	0.21	0.00	1.00
Constr[1948-1969]	Construction entre 1948 et 1969	0.18	0.39	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00
Constr[1970-1980]	Construction entre 1970 et 1980	0.19	0.39	0.00	1.00	0.20	0.40	0.00	1.00	0.19	0.39	0.00	1.00
Constr[1981-1991]	Construction entre 1981 et 1991	0.14	0.35	0.00	1.00	0.15	0.36	0.00	1.00	0.12	0.33	0.00	1.00
Constr>1991	Construction après 1991	0.46	0.50	0.00	1.00	0.40	0.49	0.00	1.00	0.44	0.50	0.00	1.00
VEFA	Vente en l'état futur d'achèvement	0.34	0.47	0.00	1.00	0.22	0.41	0.00	1.00	0.22	0.42	0.00	1.00
Absence de stationnement	0 place de parking	0.04	0.19	0.00	1.00	0.06	0.23	0.00	1.00	0.08	0.28	0.00	1.00
Une place de parking	1 place de parking	0.82	0.39	0.00	1.00	0.83	0.37	0.00	1.00	0.80	0.40	0.00	1.00
>Une place de parking	2 places de parking ou plus	0.15	0.36	0.00	1.00	0.11	0.31	0.00	1.00	0.12	0.32	0.00	1.00
ZUS	Logement situé en ZUS	0.04	0.20	0.00	1.00	0.06	0.24	0.00	1.00	0.06	0.25	0.00	1.00
ZUS contiguë	Logement situé dans un IRIS contigu à une ZUS	0.14	0.35	0.00	1.00	0.17	0.38	0.00	1.00	0.16	0.37	0.00	1.00
Densité de logements	Densité de logements dans l'IRIS en ha	6.51	4.62	0.00	16.43	7.11	4.79	0.00	17.54	6.69	4.68	0.00	17.07
Revenu médian	Revenu médian dans l'IRIS en €	18 765	3 215	8 170	28 059	18 481	3 636	8 441	29 015	18 917	3 472	8 565	28 799
Distance centre	Distance au centre-ville en m	3 166	1 994	177	13 209	3 330	2 063	43	13 213	3 332	2 176	55	13 445
Distance gare	Distance à la gare la plus proche en m	2 529	1 635	93	10 048	2 457	1 559	110	10 221	2 574	1 755	129	10 078
Distance bus	Distance à l'arrêt de bus le plus proche en m	165	105	15	609	158	93	16	633	169	101	18	612
Tram<500m	Présence d'un arrêt de tramway à moins de 500 m	0.47	0.50	0.00	1.00	0.47	0.50	0.00	1.00	0.49	0.50	0.00	1.00
Voie privée	Localisation sur une voie privée	0.30	0.46	0.00	1.00	0.32	0.47	0.00	1.00	0.28	0.45	0.00	1.00
Espaces verts	Superficie d'espaces verts dans un rayon de 300 m, en m ²	13 307	23 672	0.00	123 856	15 646	25 210	0.00	140 907	15 471	24 382	0.00	140 907
Bruit max.	Bruit maximal sur 24 heures en dB	61.86	10.50	22.55	87.38	62.32	11.19	14.54	94.40	62.56	11.58	8.36	86.68
Benzène	Concentration maximale de	0.20	0.09	0.04	0.74	0.20	0.10	0.04	0.90	0.20	0.09	0.03	0.67
CO	idem	346.5	25.8	301.4	469.2	346.6	26.3	300.8	534	346.5	25	297.8	493
COV	idem	10.44	3.21	3.27	27.7	10.38	3.24	3.07	31.02	10.43	3.22	2.64	24.65
NO ₂	idem	22.14	3.53	11.29	33.58	22.00	3.67	11.32	39.46	22.07	3.67	10.43	35.82
NO _x	idem	34.18	8.80	14.84	74.17	34.19	9.05	14.69	94.76	34.19	8.62	13.16	77.33
PM ₁₀	idem	19.09	0.85	17.28	23.36	19.11	0.87	17.25	25.00	19.10	0.83	17.13	23.34
PM _{2.5}	idem	11.99	0.67	10.55	15.27	12.00	0.69	10.54	16.65	12.00	0.66	10.44	15.39
SO ₂	idem	1.88	0.24	1.06	2.54	1.87	0.25	1.05	2.51	1.86	0.29	1.04	2.44

Note : σ = Écart type

Champ : 5 590 ventes d'appartements dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (respectivement 1 943, 1 981 et 1 666 observations)

Source : Perval 2002, 2006 et 2008.

L'environnement géographique et socio-économique des appartements est décrit par des données contextuelles recueillies par l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques). Ces données sont présentées au niveau des îlots regroupés pour l'information statistique (IRIS) : densité des appartements et des maisons, taux de chômage, revenu médian de l'IRIS, pourcentage de la population ayant plus de 60 ans, pourcentage d'étrangers, de diplômés de l'enseignement supérieur, et présence d'une zone urbaine sensible (ZUS) dans l'IRIS ou dans l'IRIS contigu.

Les caractéristiques générales et spécifiques liées à l'accessibilité ont été géoréférencées dans

le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire. Elles incluent la distance euclidienne à un ensemble de points de référence (gares, campus, etc.), aux réseaux de transport collectif (bus, tramway et Train Express Régional ou TER), aux espaces verts, aux cours d'eau et au centre-ville de Nantes. Les trois cours d'eau constituent des frontières géographiques naturelles. Cela est notamment le cas de la Loire que les actifs habitant au sud du fleuve doivent traverser car la majorité des emplois se concentre au nord. Seules 17 % des transactions concernent le sud de la Loire, pour les trois années confondues. 88 % des appartements se trouvent à l'intérieur du péri-phérique, situé à environ 6 km du centre-ville en

moyenne. L'environnement naturel est généralement de bonne qualité : 87 % des appartements se situent à moins de 600 mètres d'un espace vert (la superficie moyenne des espaces verts étant d'un peu plus de 4 ha). Les appartements sont bien desservis par les transports collectifs : 46 % sont à moins de 2 km d'une gare, 25 % à moins de 100 mètres d'un arrêt de bus et 48 % à moins de 500 mètres d'un arrêt de tramway⁶.

Enfin, dans le cadre du projet de recherche, des variables liées à la qualité environnementale ont été élaborées. Elles sont au nombre de deux. Premièrement, l'exposition des appartements au bruit routier et ferroviaire : niveau sonore minimal, moyen et maximal à trois périodes du jour (journée, soirée, nuit), et sur une période de 24 heures. Deuxièmement, les concentrations de huit polluants atmosphériques principalement associés au trafic routier : dioxyde de soufre (SO_2), oxydes d'azote (NO_x), dioxyde d'azote (NO_2), particules fines (PM_{10} et $\text{PM}_{2.5}$), monoxyde de carbone (CO), benzène, composés organiques volatils (COV). Les niveaux de concentration minimaux, moyens et maximaux de chacun de ces polluants ont été calculés.

L'exposition au bruit routier et ferroviaire a été calculée à partir des données de trafic (niveau sonore normalisé) conformément à l'annexe 1 de la Directive 2002/49/CE du Parlement européen et du Conseil relative à l'évaluation et à la gestion du bruit dans l'environnement⁷. Les valeurs sonores minimales, moyennes et maximales ont été calculées pour les trois périodes du jour. Elles ont ensuite été agrégées, à l'aide des poids préconisés par la Directive, pour produire les niveaux correspondants de l'indice de bruit synthétique (Le Boennec & Salladarré, 2017). Il convient de noter que près de la moitié des appartements n'est pas soumise à des problèmes de bruit, et ce quelle que soit la période du jour examinée (moins de 65 dB en valeur maximale sur 24 heures)⁸.

Le modèle urbain du Système de modélisation de la dispersion atmosphérique (*Atmospheric Dispersion Modelling System*, ADMS) inclut simultanément plusieurs sources d'émission. Nous avons inclus les émissions routières, puisqu'on s'attend à ce qu'elles constituent des contributeurs majeurs, ainsi que les émissions résidentielles et tertiaires. Diverses données météorologiques ont également été intégrées pour rendre compte de la saisonnalité (Le Boennec & Salladarré, 2017). Les corrélations sont calculées pour tenir compte des liens potentiels entre les polluants. Pour chacune des années de transaction, les critères de pollution atmosphérique

apparaissent fortement corrélés (les corrélations entre polluants pris deux à deux sont toutes supérieures à 0.75). Cela peut être dû à des facteurs sous-jacents qui pourraient être observés par l'intermédiaire d'une analyse factorielle⁹. Le critère de Kaiser retient un facteur pour chaque année de transaction, et plus de 95 % de la variance est expliquée par ce facteur. Enfin nous utilisons, année par année, le score factoriel de tous les critères de pollution atmosphérique pour élaborer la variable liée à la pollution atmosphérique¹⁰. La plupart des valeurs moyennes de pollution atmosphérique de l'agglomération nantaise sont inférieures aux Lignes directrices de l'Organisation mondiale de la santé (OMS, 2000 ; 2006) relatives à la qualité de l'air. Cependant, pour environ 15 % des logements, la valeur moyenne de pollution dépasse ce seuil. Nous retenons une variable indicatrice destinée à tenir compte de ces 15 % de logements soumis à la pollution atmosphérique.

Afin de faire émerger des agrégations entre observations géographiques proches dont les prix sont liés, nous appliquons aux transactions immobilières des indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) (figures I-A, I-B et I-C). Les statistiques LISA permettent de mesurer le degré de similitude entre une observation et ses voisines (Anselin, 1995 ; 2005). À l'aide du logiciel GeoDa, nous avons calculé des statistiques LISA distinctes pour chacune des trois années de transaction. Diverses matrices de pondération spatiale ont été testées¹¹.

Les résultats montrent des formes d'agrégation comparables pour les trois années de transaction. Environ la moitié des échantillons annuels présente des formes significatives d'agrégation locale (57.9 % en 2002, 52.1 % en 2006 et 48.8 % en 2008). Une autocorrélation spatiale positive est mise en évidence sous la forme de groupes de prix élevés d'une part, de prix bas d'autre part. Les groupes de prix élevés concernent 11.8 % du total des transactions de nos échantillons. Les

6. Ces pourcentages sont assez proches pour les trois années examinées.
7. http://www.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/Texte_de_la_Directive-2002-49_CE-2.pdf.

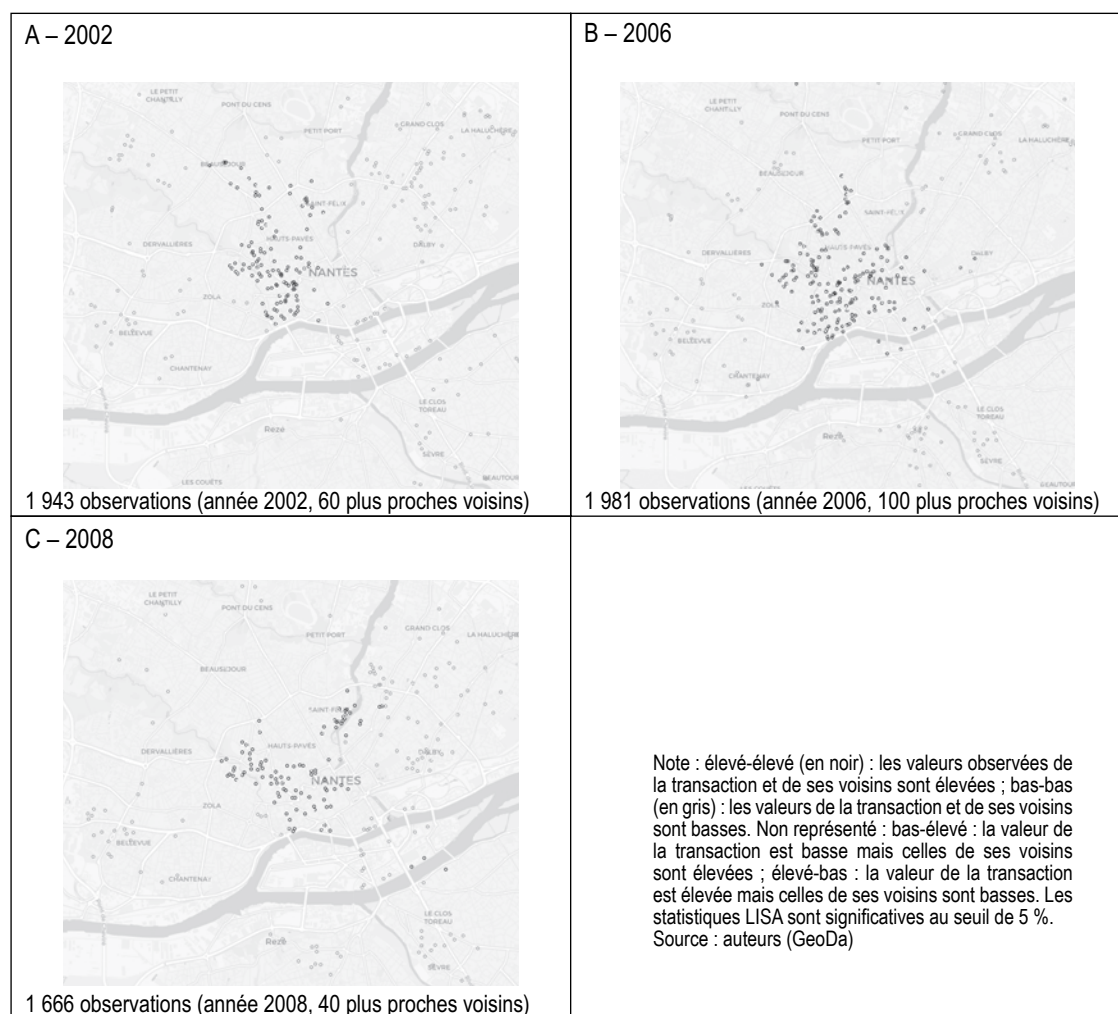
8. L'exposition au bruit aérien n'a pas été prise en compte en raison de la rareté des ventes d'appartements situés dans le couloir aérien.

9. Le test de sphéricité de Bartlett conclut qu'une analyse factorielle est pertinente pour chaque année de transaction. La mesure de l'adéquation de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin est de 0.82 en 2002, 0.81 en 2006 et 0.80 en 2008, ce qui indique que cette méthode d'analyse est adaptée.

10. Le coefficient alpha de Cronbach détermine le degré d'homogénéité d'une mesure composée par un ensemble d'items pour évaluer sa fiabilité. Ce coefficient est de 0.76 pour 2002 et 2006 et de 0.77 en 2008. D'après Nunnally (1978), un score de 0.70 obtenu sur un échantillon important constitue un coefficient à la fiabilité acceptable.

11. Nous retenons les matrices de poids utilisées par la suite pour l'estimation spatiale. Les cartes LISA ont ainsi été produites en retenant les 60 plus proches voisins pour 2002, 100 pour 2006 et 40 pour 2008.

Figure I
Cartes d'agrégation LISA pour le prix des appartements de Nantes Métropole (2002, 2006 et 2008)



appartements correspondants se trouvent d'une part dans les quartiers ouest du centre-ville, et d'autre part, au nord. Dans ces quartiers, le niveau de revenu des ménages est généralement élevé et les aménités de bonne qualité (espaces verts et voies privées). Au contraire, des groupes de prix bas émergent dans les quartiers périphériques de l'agglomération (21.2 % des observations) où l'on trouve de grands immeubles de logements sociaux construits dans les années 1960 et 1970. Les cas d'autocorrélation spatiale négative se trouvent principalement dans les quartiers intermédiaires : une majorité des 20 % de transactions avec valeurs d'agrégation bas – élevé ou élevé – bas concernent des biens situés entre le centre et la périphérie, ce qui indique que dans ces quartiers, une minorité d'appartements bon marché (et chers, respectivement) ont dans leur voisinage des appartements chers (et bon marché, respectivement).

Près de la moitié des transactions restantes (47 %) ne présente pas de valeurs LISA significatives, ce qui rend délicate la mise en évidence d'une autocorrélation spatiale entre ces observations. Ces transactions concernent pour la plupart des biens situés dans les quartiers intermédiaires de la ville. Cependant, ces résultats doivent être pris avec précaution. D'autres techniques, comme les tests de balayage (*scan tests*), se révèlent plus sensibles à la détection d'agrégation locale (Hanson & Wiczoreck, 2002). En effet, tandis qu'on attend des statistiques LISA qu'elles suggèrent systématiquement des groupes de prix, elles peuvent également mettre en évidence une significativité pour des valeurs isolées, étant donné qu'elles sont calculées pour chaque transaction. Néanmoins, comme nous ne souhaitons pas préconiser de nombre maximal d'observations par groupe (ce qui est un pré-requis pour

la mise en œuvre des tests de balayage), nous préférons nous baser sur les statistiques LISA (López *et al.*, 2015). Pour chaque année de transaction, nous conservons ainsi cinq variables muettes correspondant aux cinq groupes de prix mis en évidence par les statistiques LISA (prix d'appartements élevé-élevé, bas-bas, bas-élevé et élevé-bas, et valeurs non significatives). Dans la section suivante, nous allons tester l'inclusion de ces variables dans notre modèle.

Le modèle empirique

Nous retenons le prix de l'appartement comme variable dépendante. Au regard de l'analyse descriptive des données, nous postulons que le prix peut être expliqué par les attributs intrinsèques du logement, ainsi que par des caractéristiques extrinsèques, telles que la proximité aux transports collectifs, qui sont source à la fois d'aménités et de pollution. Pour estimer les effets de ces attributs sur le prix des logements, nous utilisons le modèle de prix hédoniques suivant :

$$p_i = \alpha_0 + \sum_{c=1}^C \beta_c x_{ci} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q y_{qi} + \sum_{r=1}^R \delta_r z_{ri} + \sum_{s=1}^S \phi_s v_{si} + \varepsilon_i \quad (1)$$

p_i est le log du prix de la transaction i , x_c sont les attributs intrinsèques C de l'appartement vendu, y_q les variables contextuelles, z_r les caractéristiques d'accessibilité et v_s les variables relatives à la qualité environnementale. α , β , γ , δ et ϕ sont les paramètres correspondants à estimer, et ε_i est un terme d'erreur qu'on suppose indépendant et identiquement distribué. Toutes les variables intrinsèques et extrinsèques décrites (tableau 1) ont été incluses dans le modèle empirique. Parmi les attributs intrinsèques, la surface habitable et son carré sont intégrés pour identifier une potentielle relation non linéaire avec le prix¹².

Puisque l'hypothèse d'indépendance entre observations est souvent non vérifiée, les modèles de prix hédoniques utilisent fréquemment des méthodes d'économétrie spatiale qui s'appliquent à des données géoréférencées (Cliff *et al.*, 1975 ; Anselin, 1988 ; Le Gallo, 2002, 2004). Nous avons testé l'hypothèse de dépendance spatiale (c'est-à-dire d'interactions entre observations), ce qui implique de déterminer la structure de la matrice de corrélation entre appartements situés en des points différents par la position

12. La surface et son carré ont été centrés afin de réduire les corrélations entre les variables.

Tableau 2
Estimation empirique du prix des appartements – résultats des MCO et diagnostics de régression

Modèle	2002	2006	2008
Surface	0.0161** (0.0004)	0.0145** (0.0003)	0.0152** (0.0003)
Surface ²	-0.0062** (0.0005)	-0.0055** (0.0004)	-0.0053** (0.0006)
Constr<1948	-0.2395** (0.0400)	-0.1124** (0.0295)	-0.1331** (0.0360)
Constr[1948-1969]	-0.2384** (0.0199)	-0.1758** (0.0150)	-0.2157** (0.0157)
Constr[1970-1980]	-0.2696** (0.0209)	-0.1571** (0.0150)	-0.2190** (0.0165)
Constr[1981-1991]	-0.1201** (0.0185)	-0.0748** (0.0159)	-0.1185** (0.0163)
Vente en l'état futur d'achèvement	0.1847** (0.0172)	0.1869** (0.0134)	0.2007** (0.0148)
Absence de stationnement	-0.1539** (0.0553)	-0.0916** (0.0261)	-0.1609** (0.0301)
>Une place de parking	0.0370** (0.0119)	0.0377** (0.0144)	0.0074 (0.0163)
ZUS	-0.0913** (0.0331)	-0.0693** (0.0199)	-0.0161 (0.0239)
ZUS contiguë	-0.0387** (0.0144)	-0.0262** (0.0099)	-0.0359** (0.0129)
Revenu médian	0.2976** (0.0394)	0.1662** (0.0282)	0.2492** (0.0342)
Voie privée	-0.0155 (0.0107)	-0.0320** (0.0085)	-0.0128 (0.0098)
Espaces verts	0.0042** (0.0011)	0.0005 (0.0009)	0.0018+ (0.0011)
Distance au centre	-0.0575** (0.0121)	-0.0582** (0.0103)	-0.0891** (0.0129)

→

Tableau 2 (suite)

Modèle	2002	2006	2008
Distance à la gare	0.0486** (0.0091)	0.0290** (0.0072)	0.0234* (0.0097)
Distance à l'arrêt de bus	0.0873* (0.0403)	-0.0078 (0.0066)	0.0138 (0.0086)
Tram>500m	-0.0306 (0.0683)	0.0071 (0.0098)	-0.0021 (0.0104)
Bruit max.	-0.0007+ (0.0004)	-0.0014** (0.0004)	-0.0013** (0.0004)
Pollution atmosphérique	0.0321+ (0.0182)	0.0244 (0.0152)	0.0308* (0.0153)
<i>Effets temporels</i>			
Deuxième trimestre	0.0186 (0.0155)	0.0242* (0.0101)	0.0045 (0.0123)
Troisième trimestre	0.0420** (0.0134)	0.0411** (0.0104)	-0.0024 (0.0129)
Quatrième trimestre	0.0475** (0.0147)	0.0459** (0.0121)	-0.0163 (0.0131)
<i>Sous-marchés spatiaux</i>			
Sous-marché 2 (Élevé-Élevé)	0.1310** (0.0210)	0.1596** (0.0182)	0.1223** (0.0203)
Sous-marché 3 (Bas-Bas)	-0.0607** (0.0140)	-0.0281** (0.0106)	-0.0544** (0.0121)
Sous-marché 4 (Bas-Élevé)	-0.0628* (0.0254)	-0.0613** (0.0237)	-0.0770** (0.0225)
Sous-marché 5 (Élevé-Bas)	0.0805** (0.0136)	0.1103** (0.0129)	0.0467** (0.0148)
Constante	8.6513** (0.3920)	10.4452** (0.2829)	9.8130** (0.3516)
Observations	1 943	1 981	1 666
R ²	0.832	0.822	0.823
<i>Critères d'information</i>			
AIC	-664.96	-1293.05	-886.97
BIC	-508.95	-1136.49	-735.26
AIC (modèle sans sous-marchés spatiaux)	-560.98	-1159.39	-806.98
BIC (modèle sans sous-marchés spatiaux)	-427.25	-1025.20	-676.94
<i>Multicolinéarité</i>			
Facteur d'inflation de la variance (VIF) moyen	1.78	1.58	1.59
Indice de conditionnement	86.6	77.0	66.7
<i>Normalité des erreurs</i>			
Test W de Shapiro-Wilk	0.848**	0.905**	0.970**
<i>Hétéroscédasticité</i>			
Test de Breusch-Pagan	51.84**	63.40**	159.35**
Test de White	735.38**	590.22**	521.81**
<i>Erreur spatiale</i>			
Indice I de Moran	14.09**	11.04**	18.54**
Erreur RLM (5 nn)	109.64**	72.00**	206.16**
Erreur RLM (10 nn)	112.41**	69.39**	327.88**
Erreur RLM (20 nn)	108.95**	98.69**	373.45**
Erreur RLM (40 nn)	107.88**	93.33**	333.30**
Erreur RLM (60 nn)	86.56**	71.68**	260.49**
Erreur RLM (100 nn)	76.48**	42.66**	254.27**
<i>Décalage spatial</i>			
Décalage RLM (5 nn)	3.28*	1.49	4.43**
Décalage RLM (10 nn)	4.44*	2.69	0.53
Décalage RLM (20 nn)	5.96**	3.04	9.38**
Décalage RLM (40 nn)	9.46**	0.23	24.08**
Décalage RLM (60 nn)	13.12**	3.50	7.49**
Décalage RLM (100 nn)	7.52**	4.98*	17.02*

Note : ** significatif à 1 %, * significatif à 5 % et + significatif à 10 %. RLM désigne les tests du multiplicateur de Lagrange robustes pour les modèles d'erreur spatiale et de décalage spatial. Les 5 nn (plus proches voisins = *nearest neighbors*), 10 nn, 20 nn, 40 nn, 60 nn et 100 nn sont les matrices de poids des 5, 10, 20, 40, 60 et 100 plus proches voisins, respectivement. *Élevé-Élevé* : les valeurs observées de la transaction et de ses voisins sont élevées ; *Bas-Bas* : les valeurs de la transaction et de ses voisins sont basses. *Bas-Élevé* : la valeur de la transaction est basse mais celles de ses voisins sont élevées ; *Élevé-Bas* : la valeur de la transaction est élevée mais celles de ses voisins sont basses.

Champ : 5 590 ventes d'appartements dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (respectivement 1 943, 1 981 et 1 666 observations)

Source : *Perval* 2002, 2006 et 2008 ; estimations des auteurs.

relative de ces appartements dans l'espace géographique. En d'autres termes, les valeurs observées en un point dépendent des valeurs observées ailleurs.

Conformément à la stratégie empirique de Chasco *et al.* (2018), une régression des variables présentées dans le tableau 1 par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est estimée pour chaque année de transaction. De plus, des variables indicatrices trimestrielles sont incluses comme effets temporels, ainsi que cinq autres indicatrices reflétant les sous-marchés correspondant aux cinq groupes de prix identifiés dans la section précédente (à ce sujet, voir López *et al.*, 2015). Le tableau 2 fournit les estimations par les MCO ainsi que plusieurs diagnostics de régression testant la non-normalité, l'hétéroscédasticité et, en particulier, la dépendance spatiale. Chaque modèle explique plus de 80 % de la variance du prix des appartements. D'après l'AIC et le BIC, les variables indicatrices reflétant les sous-marchés spatiaux améliorent le coefficient de détermination.

Les modèles n'apparaissent pas fortement influencés par de la multicollinéarité, comme l'illustre la faible valeur du facteur d'inflation de la variance ou indice VIF (inférieur à 5 pour toutes les variables). Toutefois, l'indice de conditionnement (*condition index*) est au-dessus de la limite acceptable de 30 - 40 (Belsley, 1991). Les tests de Shapiro-Wilk et de Cook-Weisberg indiquent une non-normalité des termes d'erreur. En nous appuyant sur le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan, nous pouvons rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité pour les trois modèles, ce qui suggère une forme particulière d'hétéroscédasticité. Dans le cas du test de White où l'hypothèse de normalité des erreurs est levée, les résultats sont similaires et montrent la présence d'une hétéroscédasticité de forme inconnue.

Plusieurs tests ont été effectués pour analyser l'autocorrélation spatiale, qui représente les corrélations entre une valeur en un point et les valeurs en des points voisins. L'indice I de Moran est significatif et suggère une autocorrélation spatiale des résidus. Les tests du multiplicateur de Lagrange (LM) pour l'autocorrélation spatiale, ainsi que leurs équivalents robustes, ont été calculés pour une matrice de distance inverse et différents groupes de matrices des plus proches voisins (5, 10, 20, 40, 60 et 100)¹³. 60 plus proches voisins ont été sélectionnés pour 2002, 100 pour 2006 et 40 pour 2008¹⁴. La version robuste du test LM pour les erreurs spatiales se révèle significative, de même que la version robuste du test LM pour la variable endogène

décalée. Le premier résultat est toujours supérieur au second. Cependant, ces résultats doivent être pris avec précaution en raison de la non-normalité des termes d'erreur.

Conformément aux résultats des tests LM, nous utilisons un modèle spatial contenant des décalages spatiaux de la variable dépendante, des variables exogènes et un terme d'erreur. La variable spatialement décalée autorise des effets de contagion dans la variable dépendante ; elle utilise une matrice de voisinage qui exprime l'interaction spatiale potentielle entre les localisations de chaque couple d'appartements¹⁵. En outre, un processus autorégressif spatial est inclus dans le terme d'erreur ce qui autorise, là encore, les débordements spatiaux¹⁶. Le modèle est finalement spécifié comme suit :

$$p_i = \alpha_0 + \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} p_j + \sum_{c=1}^C \beta_c x_{ci} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q y_{qi} + \sum_{r=1}^R \delta_r z_{ri} + \sum_{s=1}^S \phi_s v_{si} + u_i \quad (2)$$

$$u_i = \rho \sum_{j=1}^n m_{ij} u_j + \varepsilon_i \quad (3)$$

λ est le paramètre spatial autorégressif, ρ le paramètre d'erreur spatiale, et w_{ij} et m_{ij} les matrices de poids¹⁷. Par la modélisation du prix de chaque appartement en fonction d'une moyenne pondérée du prix des autres appartements, le modèle détermine les résultats simultanément, ce qui implique que l'estimateur MCO n'est pas cohérent (Anselin, 1988). Cette endogénéité due au décalage spatial nécessite l'emploi de la méthode des variables instrumentales.

Comme les termes d'erreur ne sont pas normalement distribués, l'estimateur du maximum de vraisemblance (MV) n'est pas pertinent¹⁸. Par ailleurs, les résidus du modèle sont influencés par l'autocorrélation spatiale et l'hétéroscédasticité. Cette dernière est probablement due à l'hétérogénéité spatiale, car le marché de l'immobilier n'est généralement pas uniforme géographiquement¹⁹.

13. Comme les tests LM pour l'autocorrélation spatiale des erreurs et la variable endogène décalée sont toujours significatifs, ce sont leurs équivalents robustes qui ont été utilisés.

14. La distance moyenne entre chaque observation et son plus proche voisin est d'environ 1.1 km en 2002 (60° plus proche voisin), 1.4 km en 2006 (100° plus proche voisin) et 1 km en 2008 (40° plus proche voisin).

15. Les lignes de la matrice de pondération spatiale $n \times n$ sont normalisées : la somme de chaque ligne est égale à un.

16. Pour chaque année de transaction, les critères AIC et BIC concluent que l'inclusion du paramètre spatial autorégressif et du paramètre d'erreur spatiale améliore le coefficient de détermination.

17. Dans notre spécification, $w_i = m_i$.

18. L'estimateur du quasi-MV du modèle proposé par Lee (2004) ne traite pas le cas où les perturbations sont hétéroscédastiques.

19. LeSage (1999) montre, par exemple, que la moyenne et la variance des prix immobiliers évoluent avec la distance au centre d'affaires.

Tableau 3
Estimation du modèle spatial des prix hédoniques pour les appartements de Nantes Métropole vendus en 2002, 2006 et 2008

Variables	Modèle 2002	Modèle 2006	Modèle 2008
Surface	0.0163** (0.0004)	0.0146** (0.0003)	0.0156** (0.0003)
Surface ²	-0.0063** (0.0006)	-0.0056** (0.0004)	-0.0057** (0.0006)
Constr<1948	-0.2370** (0.0426)	-0.1194** (0.0289)	-0.1243** (0.0351)
Constr[1948-1969]	-0.2401** (0.0198)	-0.1769** (0.0150)	-0.2161** (0.0159)
Constr[1970-1980]	-0.2561** (0.0210)	-0.1548** (0.0149)	-0.2089** (0.0168)
Constr[1981-1991]	-0.1169** (0.0179)	-0.0747** (0.0157)	-0.1226** (0.0161)
Vente en l'état futur d'achèvement	0.1489** (0.0190)	0.1755** (0.0134)	0.2053** (0.0175)
Absence de stationnement	-0.1629** (0.0559)	-0.0928** (0.0256)	-0.1623** (0.0292)
>Une place de parking	0.0388** (0.0117)	0.0366** (0.0143)	0.0115 (0.0153)
ZUS	-0.0568 (0.0436)	-0.0922** (0.0213)	0.0305 (0.0331)
ZUS contiguë	-0.0237 (0.0179)	-0.0322** (0.0122)	-0.0194 (0.0179)
Revenu médian	0.1414** (0.0480)	0.1010** (0.0313)	0.1869** (0.0446)
Voie privée	-0.0409** (0.0143)	-0.0258** (0.0087)	-0.0085 (0.0103)
Espaces verts	0.0039** (0.0015)	-0.0004 (0.0009)	0.0004 (0.0014)
Distance au centre	-0.0648** (0.0211)	-0.0367* (0.0156)	-0.0956** (0.0227)
Distance à la gare	0.0235+ (0.0127)	0.0122 (0.0102)	0.0174 (0.0185)
Distance à l'arrêt de bus	0.0052 (0.0099)	-0.0096 (0.0066)	-0.0040 (0.0094)
Tram>500 m	-0.0020 (0.0177)	0.0009 (0.0112)	-0.0127 (0.0137)
Bruit max.	-0.0006 (0.0005)	-0.0013** (0.0004)	-0.0010* (0.0005)
Pollution atmosphérique	0.0182 (0.0195)	0.0260+ (0.0150)	0.0087 (0.0168)
<i>Effets temporels</i>			
Deuxième trimestre	0.0271+ (0.0149)	0.0290** (0.0099)	-0.0101 (0.0118)
Troisième trimestre	0.0425** (0.0129)	0.0448** (0.0103)	-0.0170 (0.0127)
Quatrième trimestre	0.0527** (0.0140)	0.0509** (0.0119)	-0.0254 (0.0128)
<i>Sous-marchés spatiaux</i>			
Sous-marché 2 (É-É)	0.0711* (0.0338)	0.1041** (0.0209)	0.0309 (0.0294)
Sous-marché 3 (B-B)	0.0308+ (0.0180)	-0.0087 (0.0115)	0.0254 (0.0167)
Sous-marché 4 (B-É)	-0.1171** (0.0296)	-0.0959** (0.0254)	-0.1538** (0.0286)
Sous-marché 5 (É-B)	0.1449** (0.0177)	0.1224** (0.0135)	0.0869** (0.0169)
Constante	6.0400** (0.7397)	6.9313** (0.9531)	6.9271** (1.3387)
Lambda	0.3803** (0.0671)	0.3566** (0.0788)	0.3163** (0.1108)
Rho	0.6481** (0.0652)	0.5671** (0.0983)	0.7699** (0.0644)
Observations	1 943	1 981	1 666

Note : ** significatif à 1 %, * significatif à 5 % et + significatif à 10 %. É-É : les valeurs observées de la transaction et de ses voisins sont élevées ; B-B : les valeurs de la transaction et de ses voisins sont basses. B-É : la valeur de la transaction est basse mais celles de ses voisins sont élevées ; É-B : la valeur de la transaction est élevée mais celles de ses voisins sont basses.

Champ : 5 590 ventes d'appartements dans les 24 communes de Nantes Métropole en 2002, 2006 et 2008 (respectivement 1 943, 1 981 et 1 666 observations)

Source : Perval 2002, 2006 et 2008 ; estimations des auteurs.

Malgré l'introduction de variables indicatrices reflétant les sous-marchés spatiaux destinées à limiter l'hétérogénéité spatiale, il persiste une hétéroscédasticité dans le terme d'erreur. Pour estimer le paramètre spatial autorégressif, nous utilisons donc l'estimateur MMG proposé par Kelejian et Prucha (2010). En effet, ce dernier autorise l'emploi de termes d'erreur hétéroscédastiques. À l'aide d'une série d'instruments, le modèle est estimé, dans une première étape, par la méthode des moindres carrés en deux étapes (2SLS). Dans une seconde étape, le paramètre autorégressif ρ est estimé à l'aide de l'estimation par la MMG en utilisant les résidus 2SLS issus de la première étape. Pour tenir compte de l'autocorrélation spatiale, le modèle est une nouvelle fois estimé, dans une troisième étape, par la méthode des 2SLS, après application au modèle d'une transformation de type Cochrane-Orcutt (pour plus de détails, voir Kelejian & Prucha, 2010).

Résultats

Les résultats du modèle présenté figurent dans le tableau 3. Le paramètre λ est positif et significatif, ce qui révèle une dépendance autoregressive spatiale dans le prix des appartements. Le paramètre ρ est positif et significatif, indiquant que les composantes non observées du modèle sont spatialement liées. Les variables indicatrices reflétant les sous-marchés spatiaux apparaissent, dans l'ensemble, significatives²⁰.

Effets des caractéristiques intrinsèques et contextuelles des appartements

Le rôle des attributs intrinsèques des logements dans la capitalisation immobilière que nous révélons pour Nantes Métropole apparaît globalement cohérent avec d'autres travaux s'appuyant sur des données françaises (Cavailhès, 2005 ; Bono *et al.*, 2007 ; Fritsch, 2007 ; Bureau & Glachant, 2010 ; Trannoy & Wasmer, 2013). Au cœur de ces attributs, la surface habitable joue un rôle crucial. Pour examiner de potentielles relations non linéaires, nous ajoutons à la surface habitable la surface au carré et mettons en évidence une relation concave entre la superficie et le prix de l'appartement. Un tel résultat pourrait indiquer un effet de saturation des préférences des acheteurs lorsque la surface d'un logement dépasse un certain seuil. Ce seuil se situe, en fonction de l'année de la transaction, entre 200 et 220 m².

Plusieurs autres attributs intrinsèques influencent également le prix des appartements sur le territoire de Nantes Métropole. Les appartements situés dans des immeubles construits après 1991 se vendent plus cher que les appartements plus anciens. Ce résultat pourrait traduire le fait que les acheteurs considèrent les appartements anciens comme potentiellement moins intéressants, du point de vue des performances thermiques et acoustiques²¹. De la même manière, les appartements neufs (vendus sur plan) se vendent cette fois à des prix considérablement plus élevés. Le nombre de places de parking influence aussi significativement le prix : les appartements sans stationnement sont dépréciés par rapport aux appartements avec une place de parking, tandis que les appartements avec au moins deux places se vendent à des prix plus élevés. Les acheteurs semblent ainsi trouver délicat de stationner leur véhicule sur la voie publique.

Les valeurs immobilières sont aussi fréquemment déterminées par l'environnement géographique et socio-économique du logement. Cependant, sur le territoire de Nantes Métropole, plusieurs caractéristiques contextuelles n'ont pas d'incidence claire sur le prix des appartements. Le fait que l'appartement se situe dans une ZUS ou dans un IRIS contigu à une ZUS agit ainsi à la baisse sur le prix de vente en 2006, alors que ces deux variables ne sont pas significatives en 2002 et 2008. Ce résultat peut être interprété comme démontrant l'utilité des programmes de rénovation urbaine qui visent à améliorer l'image de ces quartiers et de leur voisinage. À l'inverse, en conformité avec Bureau et Glachant (2010), le revenu médian de l'IRIS est positivement corrélé avec le prix des appartements.

Effets des variables de localisation et d'accessibilité

Comme les variables de localisation et d'accessibilité ont été élaborées dans le cadre d'un projet de recherche pluridisciplinaire, l'on pouvait s'attendre à ce que ces attributs soient plus éclairants. En effet, les variables d'accessibilité, et notamment la proximité aux réseaux de transport, jouent souvent un rôle dans les études hédoniques menées en France et ailleurs, comme nous le soulignons dans la section Revue de la

20. Nous avons testé nos modèles sans les variables indicatrices reflétant les sous-marchés pour voir si ces dernières limitaient l'incidence d'autres variables explicatives, notamment celles liées à l'accessibilité et à la qualité environnementale. Nos résultats se sont révélés similaires.

21. Malheureusement, aucune information sur l'état de l'appartement au moment de la transaction n'est disponible.

littérature. Pourtant, ces effets ne sont pas toujours significatifs ; et s'ils le sont, ils peuvent soit souligner l'effet-accessibilité attendu exercé par le mode de transport (type d'effet se traduisant par une capitalisation immobilière), soit révéler un effet d'externalité négative, notamment dû aux niveaux sonores plus élevés (qui provoquent une dépréciation). Enfin, ces effets demeurent dépendants du contexte local en ce sens que, comme nous allons le montrer, les acheteurs peuvent considérer les réseaux de transport en présence dans la ville comme plus ou moins denses. Il semble donc important de confirmer ou de réfuter les résultats partiels de Fritsch (2007) relatifs à l'influence du tramway à Nantes. À cette fin, nous examinons les résultats obtenus par l'intermédiaire de la construction de variables d'accessibilité visant à compléter la hiérarchie des réseaux de transport collectif : par le haut (TER) et par le bas (réseau de bus).

Tout d'abord, et sans surprise, la proximité au centre-ville de Nantes joue un rôle positif. Nous vérifions l'absence d'effet non linéaire entre cette distance et le prix de l'appartement. Une telle linéarité est cohérente tant avec la littérature théorique (Fujita, 1989) qu'empirique : notamment à Paris (Bureau & Glachant, 2010), et dans le centre-ville de Bordeaux (Gaschet & Pouyanne, 2011).

Concernant la construction des variables d'accessibilité aux transports collectifs, nous suivons des stratégies distinctes, adaptées au réseau considéré. Comme on trouve des arrêts de bus dans des communes périphériques de Nantes Métropole, la variable « distance entre l'appartement et l'arrêt de bus le plus proche » peut être introduite sous une forme continue. Au contraire, comme les emplacements des arrêts de tramway sont plus corrélés avec la distance au centre-ville (pas d'arrêt de tramway au-delà du périphérique), nous retenons une variable indicatrice « présence d'un arrêt de tramway à moins de 500 mètres ». Le seuil de 500 mètres reflète approximativement la valeur médiane de la distribution. Concernant les transports collectifs non urbains (réseau de TER), il convient de noter que seules 12 % des transactions concernent des biens situés à moins d'un kilomètre de la gare centrale de Nantes. On s'attend donc à ce que les acheteurs puissent considérer comme un avantage ces localisations spécifiques.

Cependant, la proximité à la gare la plus proche ne joue pas le rôle attendu en termes d'accessibilité, les coefficients estimés n'étant pas significatifs. De manière générale, cela peut révéler le rôle mineur du réseau ferré non urbain dans

la mobilité urbaine en France. Par ailleurs, à Nantes Métropole, cela est probablement dû à la bonne accessibilité aux réseaux de transport collectif urbain, censés fournir un meilleur service que le TER au sein de l'agglomération, notamment en termes de fréquence et d'horaires de fonctionnement.

L'hypothèse d'un plus grand intérêt des acheteurs pour les réseaux de transport urbain n'est toutefois pas vérifiée : à Nantes Métropole, nous ne trouvons pas non plus d'influence significative des réseaux de bus et de tramway sur le prix des appartements. Les coefficients estimés pour les bus ne sont significatifs pour aucune des trois années de transaction. Cependant, cette absence de valorisation peut s'expliquer simplement par la forte densité des réseaux de transport urbain dans la ville en général, ce qui fait de la proximité immédiate à un arrêt de bus un avantage superflu du point de vue de l'acheteur.

Les quatre lignes de tramway ont été mises en place pour faciliter les déplacements en provenance et à destination du centre-ville de Nantes en transport collectif. Les trois premières lignes ont été ouvertes entre 1985 et 2000. Avec le prolongement de la troisième ligne vers le nord de Nantes en 2004 et l'entrée en service de la quatrième ligne en 2006 (la ligne de « busway » - bus à haut niveau de service), il est devenu possible de rallier le centre-ville depuis de nombreux points du périphérique. Toutefois, de la même manière que pour le bus, nos résultats montrent qu'une localisation dans un rayon de 500 mètres autour d'un arrêt de tramway n'a pas d'incidence significative sur le prix des appartements à Nantes Métropole, les coefficients n'étant jamais significatifs, quelle que soit l'année²². À la différence de Fritsch (2007), nous ne sommes donc pas en mesure de conclure, pour les transactions d'appartements à Nantes Métropole, ni sur l'existence d'un effet-accessibilité du réseau de tramway, ni sur celle d'un effet négatif associé à une localisation trop proche d'un arrêt de tramway (en particulier en raison du bruit). Ce résultat apparaît cohérent avec ceux obtenus par Travers *et al.* (2014), qui montrent que la ligne de « busway » n'a pas d'influence significative sur le prix de l'immobilier dans les communes de Nantes Métropole qu'elle traverse (Nantes, Vertou et Saint-Sébastien-sur-Loire).

Concernant les autres variables de localisation, nous n'avons pas non plus mis en évidence d'incidences claires sur le prix des appartements. Une

22. D'autres distances seuil ont été testées, sans succès.

localisation sur voie privée et de grands espaces verts à proximité de l'appartement peuvent être considérés, pour des raisons différentes, comme des aménités. Toutefois, malgré la quiétude de l'environnement qu'on attendrait d'une localisation sur voie privée (30 % des observations), cette variable est en fait synonyme de dépréciation immobilière en 2002 et 2006 ; cela s'explique probablement par des difficultés d'accès provoquées par des routes souvent étroites. Concernant les espaces verts, leur présence à moins de 300 mètres de l'appartement n'est significative que pour l'année 2002. Pourtant, une influence positive de la proximité des espaces verts a été soulignée dans plusieurs villes françaises : Paris (Bureau & Glachant, 2010) et Angers (Choumert & Travers, 2010). Nos résultats apparaissent plus mitigés à Nantes, où les espaces verts n'ont pas d'incidence significative sur le prix de l'immobilier en 2006 et 2008. Cela est probablement dû au fait que ces dernières années, Nantes est devenue l'une des villes françaises les plus actives en matière d'espaces verts et de dépenses publiques par habitant²³.

Effets des variables liées à la qualité environnementale

On s'attend à ce que les ménages valorisent une amélioration de la qualité environnementale dans les centres urbains, où elle est généralement considérée déficiente. En outre, à l'instar de l'accessibilité, de tels attributs peuvent être modifiés par des plans de mobilité urbaine durable (Ellison *et al.*, 2013). Pour ces raisons, les variables liées à la qualité environnementale (exposition au bruit et pollution atmosphérique) ont également été construites dans le cadre du projet de recherche pluridisciplinaire, comme facteurs potentiels de valorisation ou de dépréciation immobilière.

Dans nos modèles, nous retenons la variable de bruit qui reflète le niveau sonore maximal produit par les routes et les voies ferrées sur une période de 24 heures. Nos résultats se révèlent plutôt robustes, car ils sont comparables quelle que soit la variable de bruit introduite : en journée, en soirée, la nuit ; niveau maximal, moyen ou minimal. Au final, l'exposition au bruit minore le prix des appartements en 2006 et 2008²⁴. Pour une exposition au bruit comprise entre 55 et 60 dB, nos résultats suggèrent un prix en baisse de 0.28 % par décibel supplémentaire. Ce coefficient est inférieur à celui du rapport Boiteux (2001) : les chiffres y sont de 0.4 % pour le même intervalle de bruit, et de 1.1 % au-dessus de 75 dB. Dans une précédente étude, Le Boennec et Sari (2015)

ont révélé un effet comparable du bruit sur le prix des maisons de Nantes Métropole (- 0.23 % par décibel supplémentaire), ce qui constitue à nouveau une valeur inférieure à celle du rapport Boiteux. Notre résultat peut s'expliquer par le fait que l'environnement sonore que l'on trouve à Nantes Métropole est généralement calme.

Concernant l'influence potentielle de la qualité de l'air sur le prix des appartements de Nantes Métropole, il convient de rappeler que seuls 15 % des logements environ sont, en moyenne, au-dessus de la norme préconisée par les Lignes directrices de l'OMS relatives à la qualité de l'air (2000 ; 2006). Toutefois, même pour ce sous-échantillon d'appartements, nous ne trouvons aucune relation positive entre qualité de l'air et prix. Ce résultat se confirme pour les appartements situés dans des quartiers où l'air est de meilleure qualité. Cette absence générale de relation pourrait refléter le fait que la capitalisation immobilière est mieux expliquée par la perception subjective de caractéristiques environnementales que par des données objectives, comme le montrent Chasco et Le Gallo (2013). On peut y apporter une double explication. Tout d'abord, la nature largement invisible et intangible de la qualité de l'air fait que les mesures objectives n'ont généralement pas d'influence, excepté dans le cas où la pollution est malodorante ou visible. Ensuite, la pollution atmosphérique est considérée comme un phénomène éphémère, même si ses effets sur la santé sont bien réels (Le Boennec & Salladarré, 2017). Enfin, un moindre niveau de qualité de l'air est plus difficile à percevoir lorsque son niveau moyen est élevé.

* *

*

Notre analyse de prix hédoniques sur les transactions d'appartements enregistrées à Nantes en 2002, 2006 et 2008 met en évidence le degré de capitalisation immobilière finalement modéré de l'accessibilité au centre-ville, de la qualité de l'air et de la réduction de l'exposition au bruit.

Nous confirmons qu'à Nantes Métropole, le prix des appartements dépend avant tout des attributs intrinsèques des logements et de leur

23. Dans le classement 2017 de l'Observatoire des villes vertes, Nantes se classe deuxième des 50 villes françaises les plus peuplées.

24. Le prix estimé pour un appartement vendu en 2008 s'élève ainsi à 117 170 € au-dessus de 62 dB, alors qu'il est de 121 391 € en dessous de ce seuil.

environnement socioéconomique. En revanche, nos résultats relatifs à l'accessibilité ne sont pas particulièrement concluants. En cohérence avec Travers *et al.* (2014), qui révèlent l'absence de capitalisation immobilière de la ligne de « busway » desservant plusieurs communes de Nantes Métropole, nos résultats montrent l'absence de tout effet-accessibilité significatif des réseaux de transport urbain et non urbain (bus, tramway et TER). Cette absence de relation claire entre transports collectifs et prix de l'immobilier peut être interprétée de deux manières différentes. Elle peut traduire des liaisons avec le centre-ville que l'acheteur considère suffisantes, quelle que soit la localisation de l'appartement (étant donné que la grande majorité des appartements se situe à l'intérieur du périurbain). À l'inverse, elle peut révéler un manque d'intérêt pour les transports collectifs en général de la part des acheteurs ; de fait, la part modale correspondante ne dépasse pas 15 % du total des déplacements (comme cela est le cas dans les Métropoles françaises comparables). En effet, plus de 60 % des usagers des transports collectifs ont moins de 25 ans et ne sont probablement pas actifs sur le marché de l'immobilier.

Les effets d'une bonne qualité environnementale ne sont pas plus flagrants. D'un côté, les bruits routier et ferroviaire sont perçus négativement : nous soulignons que si le prix des appartements diminue avec l'exposition au bruit, l'effet constaté n'est que d'ampleur limitée. D'un autre côté, nous montrons que la concentration de polluants atmosphériques ne déprécie pas les appartements, même pour les plus exposés. L'explication peut venir du fait que les individus sont généralement plus sensibles à la pollution sonore qu'atmosphérique, ce qui cadre avec la théorie d'économie de l'environnement qui considère la pollution atmosphérique comme une externalité négative dont les individus ne tiennent pas compte lors de leur achat immobilier. Les politiques environnementales et de santé publique ont donc un rôle à jouer. On peut également donner une interprétation contextuelle : à Nantes Métropole, la qualité environnementale est généralement de bon niveau, et les ménages sont donc probablement moins sensibles à ce facteur dans la valorisation des logements. La méthode que nous employons pour élaborer les variables liées à la qualité environnementale peut également jouer un rôle : des résultats différents

auraient été obtenus avec des valeurs observées de bruit et de pollution atmosphérique, mais les données correspondantes n'étant malheureusement pas disponibles, les valeurs retenues ont été calculées à partir des données de trafic.

Finalement, ces résultats plaident-ils la cause des politiques publiques volontaristes en faveur des transports collectifs ? La loi Grenelle 2 de 2010 préconise des politiques fiscales assises sur les plus-values immobilières issues de la vente de biens situés à proximité de lignes de transport. Nos résultats suggèrent toutefois que ces politiques peuvent s'avérer inutiles si elles ne sont pas accompagnées d'une sensibilisation des usagers de transports : les autorités locales devraient donc continuer à insister sur les avantages individuels et collectifs des transports collectifs afin de sensibiliser un plus grand nombre d'individus à leur utilisation. Cela pourrait être réalisé en combinant des améliorations sur la qualité de service (qui inclurait des options de covoiturage lorsque les lignes de bus ne sont pas rentables) et des investissements conséquents dans des plateformes de mobilité (applications mobiles) afin de faciliter les déplacements quotidiens de tous.

Comme les modèles de prix hédoniques ne peuvent pas intégrer tous les éléments se répercutant sur le prix des logements, nos résultats doivent être considérés avec précaution. Tout d'abord, l'accès à la voirie urbaine et au réseau routier extra-urbain n'a pas pu être examiné comme un avantage potentiel, car ces variables n'ont pas été géoréférencées dans le cadre du projet de recherche. De plus, il existe de nombreux autres facteurs qui jouent un rôle dans la perception qualitative du cadre de vie, comme la sécurité, la qualité des établissements scolaires, les opportunités d'emploi et la proximité de la mer ou d'autres ressources naturelles spécifiques. Tous ces facteurs peuvent se refléter dans les valeurs du marché immobilier ; toutefois, nos modèles expliquent plus de 80 % de la variance du prix des appartements et ces facteurs résiduels ne devraient donc jouer à Nantes qu'un rôle mineur. Plus généralement, un rapport demande-offre élevé en permanence est révélateur d'une pénurie d'appartements sur le marché. Dans ce cas, les acheteurs peuvent considérer comme secondaires certains attributs, comme cela peut être constaté à Nantes Métropole et dans d'autres villes attractives. □

BIBLIOGRAPHIE

- Alonso, W. (1964).** *Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- Andersson, H., Jonsson, L. & Ögren, M. (2010).** Property Prices and Exposure to Multiple Noise Sources: Hedonic Regression with Road and Railway Noise. *Environmental and Resource Economics*, 45(1), 73–89.
<https://link.springer.com/article/10.1007/s10640-009-9306-4>
- Anselin, L. (1988).** *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston : Kluwer Academics.
- Anselin, L. (1995).** Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93–115.
<https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- Anselin, L. (2005).** *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*. Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography. Center for Spatially Integrated Social Science. Urbana, Champaign, IL : University of Illinois.
www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/geodaworkbook.pdf
- Anselin, L. & Le Gallo, J. (2006).** Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects. *Spatial Economic Analysis*, 1(1), 31–52.
<https://doi.org/10.1080/17421770600661337>
- Belsley, D. (1991).** *Conditioning Diagnostics: Collinearity and Weak Data in Regression*. New York : Wiley.
- Billings, S. B. (2011).** Estimating the value of a new transit option. *Regional Science and Urban Economics*, 41(6), 525–536.
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.03.013>
- Bhat, C., Garrow, L., Mokhtarian, P. L. & Cao, X. (2008).** Examining the impacts of residential self-selection on travel behavior: A focus on methodologies. *Transportation Research Part B: Methodological*, 42(3), 204–228.
<https://doi.org/10.1016/j.trb.2007.07.006>
- Boiteux, M. (2001).** *Transports : choix des investissements et coût des nuisances*. Commissariat Général du Plan. Paris: La Documentation Française.
www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/014000434.pdf
- Bono, P.-H., Gravel, N. & Trannoy, A. (2007).** L'importance de la localisation dans la valorisation des quartiers marseillais. *Économie publique/Public economics*, 20(1).
<http://journals.openedition.org/economiepublique/6202>
- Bowes, D. R. & Ihlanfeldt, K. R. (2001).** Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 1–25.
<https://doi.org/10.1006/juec.2001.2214>
- Boyle, M. & Kiel, K. (2001).** A Survey of House Price Hedonic Studies of the Impact of Environmental Externalities. *Journal of Real Estate Literature*, 9(2), 117–144.
<https://doi.org/10.5555/reli.9.2.23u082061q53qpm3>
- Bui, L. M. T. & Mayer, C. J. (2003).** Regulation and Capitalization of Environmental Amenities: Evidence from the Toxic Release Inventory in Massachusetts. *Review of Economics and Statistics*, 85(3), 693–708.
<https://doi.org/10.1162/003465303322369821>
- Bureau, B. & Glachant, M. (2010).** Évaluation de l'impact des politiques *Quartiers verts* et *Quartiers tranquilles* sur les prix de l'immobilier à Paris. *Economie & prévision*, 192(1), 27–44.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2010-1-page-27.htm>
- Cao, X. & Cao, J. (2014).** The Impacts of LRT, Neighbourhood Characteristics, and Self-selection on Auto Ownership: Evidence from Minneapolis-St. Paul. *Urban Studies*, 51(10), 2068–2087.
<https://doi.org/10.1177/0042098013505887>
- Cavailhès, J. (2005).** Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381-382, 91–123.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376579/es381-382e.pdf>
- Chang, J. S. & Kim, D.-J. (2013).** Hedonic estimates of rail noise in Seoul. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 19, 1–4.
<https://doi.org/10.1016/j.trd.2012.11.002>
- Chasco, C. & Le Gallo, J. (2013).** The Impact of Objective and Subjective Measures of Air Quality and Noise on House Prices: a Multilevel Approach for Downtown Madrid. *Economic Geography*, 89(2), 127–148.
<https://doi.org/10.1111/j.1944-8287.2012.01172.x>

- Chasco C., Le Gallo, J. & López, F. A. (2018).** A scan test for spatial groupwise heteroscedasticity in cross-sectional models with an application on houses prices in Madrid. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 226–238.
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.10.015>
- Chen, Z. & Haynes, K. E. (2015).** Impact of high speed rail on housing values: An observation from the Beijing–Shanghai line. *Journal of Transport Geography*, 43, 91–100.
<https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2015.01.012>
- Choumert, J. & Travers, M. (2010).** La capitalisation immobilière des espaces verts dans la ville d'Angers. *Revue économique*, 61(5), 821–836.
<https://doi.org/10.3917/reco.615.0821>
- Clark, W. A. V. & Onaka, J. (1983).** Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility. *Urban Studies*, 20(1), 47–57.
<https://doi.org/10.1080/713703176>
- Cliff, A. D., Haggett, P., Ord, J. K., Basset K. A. & Davies, R. B. (1975).** *Elements of Spatial Structure: A Quantitative Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1111/j.1745-7939.1977.tb00848.x>
- Debrezion, G., Pels, E. & Rietveld, P. (2007).** The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value: a Meta-Analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2), 161–180.
- Decker, C. S., Nielsen, D. A. & Sindt, R. P. (2005).** Residential Property Values and Community Right-to-Know Laws: Has the Toxics Release Inventory Had an Impact? *Growth and Change*, 36(1), 113–133.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2005.00269.x>
- Diao, M., Leonard, D. & Sing, T. F. (2017).** Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values. *Regional Science and Urban Economics*, 67, 64–77.
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.08.006>
- Dubé, J., Thériault, M. & Des Rosiers, F. (2013).** Commuter rail accessibility and house values: The case of the Montreal South Shore, Canada, 1992–2009. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 54, 49–66.
<https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.07.015>
- Eftymiou, D. & Antoniou, C. (2013).** How do Transport Infrastructure and Policies Affect House Prices and Rents? Evidence from Athens, Greece. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 52, 1–22.
<https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.04.002>
- Ellison, R. B., Greaves, S. P. & Hensher, D. A. (2013).** Five years of London's low emission zone: Effects on vehicle fleet composition and air quality. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 23, 25–33.
<https://doi.org/10.1016/j.trd.2013.03.010>
- Fritsch, B. (2007).** Tramway et prix des logements à Nantes. *L'Espace géographique*, 36(2), 97–113.
<https://doi.org/10.3917/eg.362.0097>
- Fujita, M. (1989).** *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gouriéroux, C. & Laferrère, A. (2009).** Managing hedonic housing price indexes: The French experience. *Journal of Housing Economics*, 18(3), 206–213.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.07.012>
- Gaschet, F. & Pouyanne, G. (2011).** Nouvelles centralités et valeurs immobilières : vers un découplage des centralités résidentielles et économiques ? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 3, 499–525.
<https://doi.org/10.3917/reru.113.0499>
- Hanson, C. E. & Wiecezorek, W. F. (2002).** Alcohol mortality: a comparison of spatial clustering methods. *Social Science & Medicine*, 55(5), 791–802.
[https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(01\)00203-9](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(01)00203-9)
- Kanemoto, Y. (1980).** *Theories of Urban Externalities*. Amsterdam: North-Holland.
- Kelejian, H. H. & Prucha, I. R. (2010).** Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1), 53–67.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>
- Kim, C. W., Phipps, T. T. & Anselin, L. (2003).** Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of environmental economics and management*, 45(1), 24–39.
[https://doi.org/10.1016/S0095-0696\(02\)00013-X](https://doi.org/10.1016/S0095-0696(02)00013-X)
- Le Berre, I., Thériault, M., Maulpoix, A. & Gourmelon, F. (2017).** Moderation effect of planning on housing development along the French Atlantic coast: Findings from an event history hazard model. *Journal of Land Use Science*, 12(4), 271–291.
<https://doi.org/10.1080/1747423X.2017.1322154>

- Le Boennec, R. (2014).** Externalité de pollution *versus* économies d'agglomération : le péage urbain, un instrument environnemental adapté? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 1, 3–31.
<https://doi.org/10.3917/reru.141.0003>
- Le Boennec, R. & Salladarré, F. (2017).** The impact of air pollution and noise on the real estate market. The case of the 2013 European Green Capital: Nantes, France. *Ecological Economics*, 138, 82–89.
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.03.030>
- Le Boennec, R. & Sari, F. (2015).** Nouvelles centralités, choix modal et politiques de déplacements : le cas nantais. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 67, 55–86.
http://afitl.ish-lyon.cnrs.fr/tl_files/documents/CST/N67/LeBoennec67pdf.pdf
- Le Gallo, J. (2002).** Économétrie spatiale : l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & prévision*, 4(155), 139–157.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2002-4-page-139.htm>
- Le Gallo, J. (2004).** Hétérogénéité spatiale. *Economie & prévision*, 1(162), 151–172.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2004-1-page-151.htm>
- Lee, L.F. (2004).** Asymptotic distributions of maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. *Econometrica*, 72(6), 1899–1925.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00558.x>
- Lemoy, R., Raux, C. & Jensen, P. (2017).** Exploring the polycentric city with multi-worker households: An agent-based microeconomic model. *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 64–73.
<https://doi.org/10.1016/j.compenvurbsys.2016.10.008>
- LeSage, J. (1999).** *Spatial Econometrics. The Web Book of Regional Science*. Regional Research Institute. Morgantown: West Virginia University.
- Li, S., Yang, J., Qin, P. & Chonabayashi, S. (2016).** Wheels of Fortune: Subway Expansion and Property Values in Beijing. *Journal of Regional Science*, 56(5), 792–813.
<https://doi.org/10.1111/jors.12284>
- López, F. A., Chasco, C. & Le Gallo, J. (2015).** Exploring scan methods to test spatial structure with an application to housing prices in Madrid. *Papers in Regional Science*, 94(2), 317–346.
<https://doi.org/10.1111/pirs.12063>
- Lund, H. (2006).** Reasons for Living in a Transit-Oriented Development, and Associated Transit Use. *Journal of the American Planning Association*, 72(3), 357–366.
<https://doi.org/10.1080/01944360608976757>
- Martínez, L. & Viegas, J. (2009).** Effects of transportation accessibility on residential property values: Hedonic Price Model in the Lisbon, Portugal, metropolitan area. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, (2115), 127–137.
<https://doi.org/10.3141/2115-16>
- Mestayer, P. et al. (2012).** Environmental Impact Assessment of Urban Mobility Plan: a Methodology Including Socio-Economic Consequences. In: *Urban Environment*, pp. 15–26. Amsterdam: Springer Netherlands.
- Mohammad, S. I., Graham, D. J., Melo, P. C. & Anderson, R. J. (2013).** A meta-analysis of the impact of rail projects on land and property values. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 50, 158–170.
<https://doi.org/10.1016/j.tra.2013.01.013>
- Mohammad, S. I., Graham, D. J. & Melo, P. C. (2017).** The effect of the Dubai Metro on the value of residential and commercial properties. *Journal of Transport and Land Use*, 10(1), 263–290.
<https://www.jtlu.org/index.php/jtlu/article/view/750/847>
- Nelson, J. P. (2004).** Meta-analysis of airport noise and hedonic property values: problems and prospects. *Journal of Transport Economics and Policy*, 38(1), 1–28.
<https://ssrn.com/abstract=610523>
- Nelson, J. P. (2008).** Hedonic property value studies of transportation noise: aircraft and road traffic. In: Baranzini, A., Ramirez, J., Schaerer, C., Thalmann, P. (Eds.), *Hedonic methods in housing markets*, pp. 57–82. New York: Springer.
- Nguyen-Luong, D. & Boucq, E. (2011).** Évaluation de l'impact du T3 sur les prix de l'immobilier résidentiel. *Rapport d'IAU-IFSTTAR pour le Ministère de l'Environnement et du Développement Durable, des Transports et du Logement (MEDDTL)*.
- Nunnally, J.C. (1978).** *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Ogawa, H. & Fujita, M. (1980).** Equilibrium land use patterns in a nonmonocentric city. *Journal of regional science*, 20(4), 455–475.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1980.tb00662.x>

- Organisation Mondiale de la Santé (2000).** *Air quality guidelines for Europe*. World Health Organization, Regional Office for Europe, Copenhagen, Denmark.
www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/74732/E71922.pdf
- Organisation Mondiale de la Santé (2006).** *Air quality guidelines. Global update 2005. Particulate Matter, Ozone, Nitrogen Dioxide and Sulfur Dioxide*. World Health Organization, Regional Office for Europe, Copenhagen, Denmark.
www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/78638/E90038.pdf
- Osland, L. & Pryce, G. (2012).** Housing Prices and Multiple Employment Nodes: Is the Relationship Nonmonotonic? *Housing Studies*, 27(8), 1182–1208.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2012.728571>
- Pan, H. & Zhang, M. (2008).** Rail transit impacts on land use: Evidence from Shanghai, China. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, (2048), 16–25.
- Pouyanne, G., Lyser, S., Gaschet, F. & Dachary-Bernard, J. (2011).** L'impact de la littoralisation sur les marchés fonciers. Une approche comparative des côtes basque et charentaise. *Économie et Statistique*, 444(1), 127–154.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377853?sommaire=1377863>
- Rabe, B. & Taylor, M. (2010).** Residential mobility, quality of neighbourhood and life course events. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 173(3), 531–555.
- Ridker, R. G. & Henning, J. A. (1967).** The determinants of residential property values with special reference to air pollution. *The Review of Economics and Statistics*, (1967), 246–257.
- Rosen, S. (1974).** Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
- Saulnier, J. (2004).** Une application des prix hédonistes : influence de la qualité de l'air sur le prix des logements ? *Revue d'économie politique*, 114(5), 613–636.
- Schindler, M., Caruso, G. & Picard, P. (2017).** Equilibrium and first-best city with endogenous exposure to local air pollution from traffic. *Regional Science and Urban Economics*, 62, 12–23.
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.10.006>
- Smith, V. K. & Huang, J. C. (1993).** Hedonic models and air pollution: twenty-five years and counting. *Environmental and Resource Economics*, 3(4), 381–394.
<https://doi.org/10.1007/BF00418818>
- Takahashi, T. (2017).** Determination of neighbourhood housing amenities: Asymmetric effects of consumers' choices and multiple equilibria. *Papers in Regional Science*, 96(3), 555–570.
<https://doi.org/10.1111/pirs.12213>
- Trannoy, A. & Wasmer, É. (2013).** La politique du logement locatif. *Notes du conseil d'analyse économique* N° 10, 1–12.
<http://www.cae-eco.fr/La-politique-du-logement-locatif.html>
- Travers, M., Appéré, G. & Larue, S. (2013).** Évaluation des aménités urbaines par la méthode des prix hédoniques: une application au cas de la ville d'Angers. *Économie et statistique*, 460(1), 145–163.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377435?sommaire=1377437>
- Travers M., Giffon S. & Appéré, G. (2014).** Le financement de la mobilité durable. Prix de l'immobilier et nouvelles lignes de transports collectifs en site propre : quels impacts ? Collection «Analyse et connaissance» N° 107, DREAL Pays de la Loire.
- Walker, J. L. & Li, J. (2007).** Latent lifestyle preferences and household location decisions. *Journal of Geographical Systems*, 9(1), 77–101.
<https://doi.org/10.1007/s10109-006-0030-0>

Hausse des inégalités d'accès à la propriété entre jeunes ménages en France, 1973-2013

Rising inequalities in access to home ownership among young households in France, 1973-2013

Carole Bonnet*, Bertrand Garbinti** et Sébastien Grobon***

Résumé – Parmi les jeunes ménages (25 à 44 ans), les inégalités d'accès à la propriété et de montant de patrimoine immobilier acquis se sont accrues entre les plus modestes et les plus aisés au cours des quarante dernières années. Selon les enquêtes *Logement* (Insee), 32 % des jeunes ménages modestes étaient propriétaires en 1973, et seulement 16 % en 2013. Au-delà du rôle de facteurs macroéconomiques et institutionnels (prix de l'immobilier, taux d'intérêt, durée des prêts accordés, etc.), une décomposition des évolutions du taux de propriétaires à l'aide de la méthode « Oaxaca-Blinder » permet de mettre en évidence le rôle de l'évolution des structures familiales (proportion croissante de familles monoparentales, baisse de la part des couples avec enfants parmi les plus modestes) et de la forte diminution de la petite propriété rurale. L'aide de la famille – dons, héritages et autres formes – joue aussi un rôle important dans les années 2000 : quatre propriétaires récents sur dix en ont bénéficié, deux sur dix recevant même une aide financière directe pour l'achat. Ces aides ont augmenté de manière importante parmi les ménages aisés au cours des années 2000, contribuant à accroître l'écart avec la part de propriétaires parmi les plus modestes.

Abstract – Amongst young households (ages 25 to 44), inequalities in first-time home-ownership and in the amount of acquired real estate assets have increased between the most modest and the most affluent groups over the past forty years. According to Insee's Housing surveys, 32% of young low-income households were homeowners in 1973, as compared to only 16% in 2013. Beyond the role of macroeconomic and institutional factors (real estate prices, interest rates, term of loans granted, etc.), a decomposition of changes in ownership rates over the period using the "Oaxaca-Blinder" method highlights the role of changes in family structures (increasing proportion of single-parent families, decline in the share of couples with children in the most modest households) and the sharp decline in small rural home ownership. Family support – gift assistance, inheritance and other forms of aid – also played an important part in the 2000s: four out of ten recent homeowners benefited from it, two out of ten even receiving direct financial assistance for their purchase. This support increased significantly among wealthier households during the 2000s, contributing to a widening gap with the share of homeowners in the least well-off populations.

Codes JEL / JEL classification : D63, D64, J10, R21

Mots-clés : propriété, richesse immobilière, transferts familiaux, donation, décomposition Oaxaca, inégalités.
Keywords: home ownership, real estate wealth, family transfers, gift assistance, Oaxaca decomposition, inequalities

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.

* Ined (carole.bonnet@ined.fr)

** Banque de France et Crest (bertrand.garbinti@ensae.fr)

*** Insee et Ined (sebastien.grobon@insee.fr)

Les analyses exposées dans cet article ne reflètent pas nécessairement la position de la Banque de France ou de l'Eurosystème. Les auteurs remercient Magali Beffy, Romain Roussel et Augustin Vicard pour leurs commentaires lors d'une première version de ce travail réalisée à la Drees, ainsi que Catherine Bonvalet, Anne Laferrère et Thomas Piketty.

Reçu le 2 juin 2017, accepté après révisions 18 avril 2018

En France, de nombreuses politiques publiques visent à favoriser l'accès à la propriété (Worms, 2009), en particulier depuis la réforme de 1977 qui « tend à faire de la propriété "l'aboutissement logique" de tout parcours résidentiel ascendant » (Bonvalet & Bringé, 2013). Peu de travaux sont parvenus à légitimer économiquement cette volonté politique d'encourager l'accès à la propriété¹ (Bozio *et al.*, 2016), mais la plupart mettent en évidence des externalités positives liées au statut de propriétaire, ou des avantages économiques à posséder son logement en tant que réserve de richesse. Le bien-être des ménages, en particulier, serait plus élevé lorsqu'ils sont propriétaires, et la propriété s'accompagnerait d'externalités qui peuvent accroître les chances de réussite des enfants (Spilerman & Wolff, 2012 ; Haurin *et al.*, 2002). Actif principal de la majorité des ménages², le patrimoine immobilier permettrait de s'assurer contre des risques de baisse des revenus au cours de la vie active ou lors du départ à la retraite (Angelini *et al.*, 2013), des risques de hausses des prix des logements (Agarwal *et al.*, 2016), ou encore de hausse de l'inflation (Malmendier & Steiny, 2016).

La question de l'inégalité des patrimoines immobiliers a été l'objet depuis quelques années d'un intérêt renouvelé dans le champ académique. D'une part, à la suite des travaux de Piketty (2014) et de Piketty et Zucman (2014), la mesure du patrimoine immobilier et son effet sur la mesure des inégalités de richesse a fait débat³. D'autre part, les résultats de l'enquête de l'Eurosysteme sur le comportement financier et la consommation des ménages (*Household Finance and Consumption Survey – HFCS*⁴) ont attiré l'attention sur le lien entre inégalités de patrimoine net et part de ménages propriétaires : les pays où les inégalités sont les plus importantes sont également ceux où la part des ménages propriétaires est la plus faible (par exemple l'Allemagne et l'Autriche), en particulier parmi les ménages appartenant à la moitié de la population la plus pauvre en patrimoine (Kaas *et al.*, 2015 ; Garbinti & Savignac, 2018).

Nous nous intéressons ici à l'évolution des inégalités d'accès à la propriété immobilière en France, en portant une attention particulière aux acquisitions initiales réalisées par les jeunes ménages.

L'analyse des inégalités d'accès à la propriété implique de considérer l'ensemble des déterminants de l'accès à la propriété, au-delà des seules politiques publiques. En particulier, les facteurs macro-économiques – tels que les prix

de l'immobilier ou les conditions d'emprunt (taux d'intérêt, durée des prêts) – affectent fortement l'accession à la propriété, qui augmente en période d'expansion économique et de baisse du chômage (Arnold & Boussard, 2017). Mais ces effets ne concernent pas de façon uniforme tous les ménages quelles que soient leurs caractéristiques, ce qui motive l'approche micro-économique que nous développons ici. Arnold et Boussard soulignent aussi que l'accession à la propriété des jeunes ménages s'est maintenue malgré la crise de 2008, en particulier grâce à des apports personnels, qui incluent les dons reçus, plus importants. Ce maintien de l'accession à la propriété parmi l'ensemble des jeunes ménages semble cependant s'être accompagné d'un accroissement des disparités au sein de cette population. Quelques études ont suggéré ce phénomène sans toutefois étudier en détail les jeunes ménages. Fack (2007), par exemple, indique qu'entre 1973 et 2002 le pourcentage de propriétaires au sein des ménages les plus modestes a baissé alors qu'il a augmenté continuellement au sein des ménages plus aisés. Clerc *et al.* (2011) soulignent qu'« entre les cadres ou professions intermédiaires et les ouvriers ou employés, les inégalités [d'accès à la propriété] se sont beaucoup creusées depuis le début des années 1990, en particulier chez les jeunes ». Ce creusement des écarts est également évoqué avant le début des années 1990 par Meron et Courgeau (2004), ainsi que par Bugeja (2011).

Le rôle des dons et des aides de la famille lors des achats de logements n'est certainement pas étranger à ces évolutions. Plusieurs travaux ont en effet mis en évidence le rôle positif des transferts familiaux (au sens large : aides financières, donations et héritages) dans l'acquisition

1. Comme le précisent Bozio *et al.* (2016), de nombreux travaux s'intéressant aux externalités positives de la propriété mettent en évidence des corrélations et non une causalité. Nous renvoyons le lecteur à ce rapport pour une recension des travaux sur cette question.

2. En 2015, les biens immobiliers représentent en moyenne 61 % du patrimoine brut des ménages, et pour la moitié des ménages qui en détiennent, l'immobilier représente plus de 80 % du patrimoine brut total (Ferrante *et al.*, 2016).

3. Certains auteurs plaident pour une mesure du patrimoine immobilier fondée non sur les valeurs de marché mais sur la valeur actualisée des flux de revenus liés aux services de logement (Bonnet *et al.* 2014) au motif qu'en période de bulle immobilière, les valeurs de marché seraient susceptibles d'augmenter artificiellement la valeur du patrimoine total. D'autres (Carbonnier, 2015 ; Garbinti *et al.*, 2016) soulignent que lors de ces périodes, l'utilisation des valeurs de marché conduit à sous-estimer les inégalités de patrimoine total en attribuant plus de patrimoine immobilier à la classe moyenne : il s'agit d'un choix plus transparent mais aussi plus « conservateur ».

4. L'enquête HFCS (coordonnée par la Banque centrale européenne) fournit des informations harmonisées sur la composition et la distribution des patrimoines (bruts et nets) des ménages (http://www.ecb.europa.eu/pub/economic-research/research-networks/html/researcher_hfcs.en.html). Les données relatives à la France sont issues de l'enquête Patrimoine (Insee) dans le cadre d'un partenariat avec la Banque de France.

d'un logement⁵, en France mais également dans d'autres pays⁶. Sur données françaises, le rôle important des transferts familiaux est confirmé par Spilerman et Wolff (2012), Le Bayon *et al.* (2013) et Arrondel *et al.* (2014), notamment dans la période de forte hausse des prix de l'immobilier depuis le début des années 2000 (Le Bayon *et al.*, 2013 ; Arrondel *et al.*, 2014), alors que donations et héritages sont principalement le fait de ménages des catégories sociales supérieures telles que les cadres ou les professions intermédiaires (Garbinti *et al.*, 2012).

La contribution de cet article est double. Nous analysons d'une part l'accroissement des disparités d'accès à la propriété parmi les jeunes ménages (ici définis comme les ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans⁷) au cours des quarante dernières années (de 1973 à 2013) en fonction de leur niveau de vie. D'autre part, nous étudions le rôle joué par les aides de la famille dans l'accès à la propriété, sur la plus longue période disponible. Ces évolutions ont été jusqu'ici peu voire pas documentées. La totalité des enquêtes *Logement* Insee disponibles (encadré) est mobilisée : elles permettent de compléter les travaux français cités précédemment sur l'importance des donations et héritages, réalisés à partir de l'enquête *Patrimoine* dans laquelle la primo-accession n'est pas distinguée des autres achats. La première

acquisition d'un logement est cependant plus sensible à l'élévation des prix de l'immobilier, les achats ultérieurs bénéficiant d'un effet de revente du logement possédé. En outre, le rôle des aides de la famille est nettement plus déterminant lors d'un premier achat : en 2002, les aides de la famille entrent dans l'apport d'un quart des primo-accessions et représentent en volume 18 % de cet apport, alors que seuls 7 % des autres acquéreurs sont concernés à hauteur de 3 % de leur apport (Bosvieux, 2005). Pour ces raisons, nous nous concentrons sur la première acquisition lorsque nous mesurons le rôle des donations et héritages dans la période récente. Cette attention au moment critique de la première acquisition éclaire le reste de l'analyse qui, elle, concerne l'évolution de la part de ménages propriétaires dans son ensemble.

5. Il faut noter l'exception de Kolodziejczyk et Leth-Petersen (2013) qui, sur données danoises, ne trouvent que très peu d'effet des transferts sur l'accès à la propriété.

6. Sur données américaines, Engelhardt et Mayer (1998) concluent que les transferts familiaux peuvent jouer de trois manières : réduction du délai d'acquisition du logement, réduction du montant emprunté, valeur du bien immobilier acheté plus élevée. Luea (2008) indique que les bénéficiaires de transferts intergénérationnels ont 20 % de chances de plus d'acquies un logement que ceux qui n'en bénéficient pas. Cet effet des transferts sur l'accession se trouve aussi chez Barrett et al. (2015), pour lesquels le bénéfice d'une donation accroît le taux de propriétaires (de 4 à 8 points de pourcentage). Duffy et Roche (2007) estiment quant à eux que les transferts représentent 21 % de l'apport initial pour l'achat d'un logement.

7. Nos résultats sont robustes au choix d'une tranche d'âge différente, par exemple 25-40 ans. Les niveaux sont un peu différents mais les tendances sont les mêmes.

ENCADRÉ – Données, champ de l'étude et définitions

Les neuf vagues de l'enquête *Logement* de l'Insee, référence en France pour l'étude des caractéristiques des logements, de l'accès à la propriété et de ses déterminants, sont mobilisées. Elles couvrent la période qui s'étend de 1973 à 2013, à raison d'une vague tous les cinq ans environ.

L'information disponible permet de distinguer si l'achat est une première acquisition : une question est explicitement posée à partir de l'enquête de 2002 et, pour les enquêtes précédentes, on approxime la première accession par le fait de ne pas avoir vendu de bien immobilier pour financer l'achat de la résidence principale. Nous nous intéressons plus particulièrement aux « premiers propriétaires récents », définis comme les ménages ayant acquis leur logement dans les quatre années qui précèdent l'enquête. La quasi-totalité d'entre eux (97 %) sont en cours de remboursement d'un emprunt (primo-accédants), les autres sont propriétaires en pleine propriété après un achat récent.

Nous nous restreignons aux ménages dans lesquels la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans et n'est pas étudiante. Ces ménages représentent 67 % des propriétaires récents (hors étudiants) en 1973 et 78 % en 2013. Pour assurer la comparabilité entre les différents millésimes de l'enquête *Logement*, seuls les logements situés en France métropolitaine sont retenus.

Pour étudier le lien entre accession à la propriété et niveaux de vie, les ménages sont distingués par quartile de niveau de vie, calculés sur la population des jeunes ménages tels que définis ci-dessus. Les ménages appartenant au premier quartile de niveau de vie (Q1), c'est-à-dire les 25 % du bas de la distribution, sont appelés « modestes », et ceux appartenant au dernier quartile de niveau de vie (Q4) sont dits « aisés ». Le niveau de vie est calculé ici avec l'échelle d'équivalence égale à la racine carrée de la taille du ménage^(a).

Parmi les variables pouvant contribuer à expliquer les différences d'accès à la propriété, l'aide de la famille nous intéresse particulièrement, surtout lorsqu'elle est financière et a lieu au moment de l'achat, mais aussi sous ses autres formes, soit financière indirecte (par un don ou héritage reçu antérieurement, ou sans lien apparent avec l'achat), soit non financière. Étudier l'aide de la famille sur longue période présente une difficulté liée à un changement dans la formulation des questions concernées avant et après 2002, ce qui crée une rupture de série^(b). Les analyses portant sur ce point se concentrent donc sur la période 2002-2013.

(a) Cette échelle est utilisée notamment par l'OCDE. Nos conclusions restent identiques avec l'échelle « OCDE-modifiée » (celle utilisée par Eurostat et par l'Insee).

(b) Nous détaillons précisément ce point dans l'annexe 1.

L'écart d'accès à la propriété parmi les jeunes ménages se creuse depuis quarante ans

De plus en plus de propriétaires parmi les ménages aisés et de moins en moins parmi les plus modestes

En 1973, 32 % des jeunes ménages modestes étaient propriétaires. Ils ne sont plus que 16 % dans ce cas en 2013 (figure I). En revanche, la part des propriétaires s'est accrue au cours de la période pour les jeunes ménages aisés : en 2013, 66 % d'entre eux sont propriétaires, contre 45 % en 1973. La stabilité globale de la proportion de jeunes propriétaires depuis les années 1990, autour de 45 %, masque ainsi une tendance de long terme fortement inégalitaire.

L'augmentation des taux d'intérêt réels du milieu des années 1980 au milieu des années 1990, puis le doublement des prix de l'immobilier entre 1996 et 2010 ont en particulier freiné l'accès au marché immobilier des plus modestes (Arnault & Crusson, 2012), et les politiques du logement⁸, en particulier l'ensemble des aides à l'accès à la propriété, n'ont pas enrayeré

cette dynamique. Elles pourraient peut-être même l'avoir accentuée (Bonvalet & Bringué, 2013). Les prêts à taux zéro, par exemple, bien qu'ils permettent une diminution du ratio entre montant du prêt et valeur du bien (Labonne & Welter-Nicol, 2015), n'ont pas ciblé les plus modestes (Gobillon & Le Blanc, 2005).

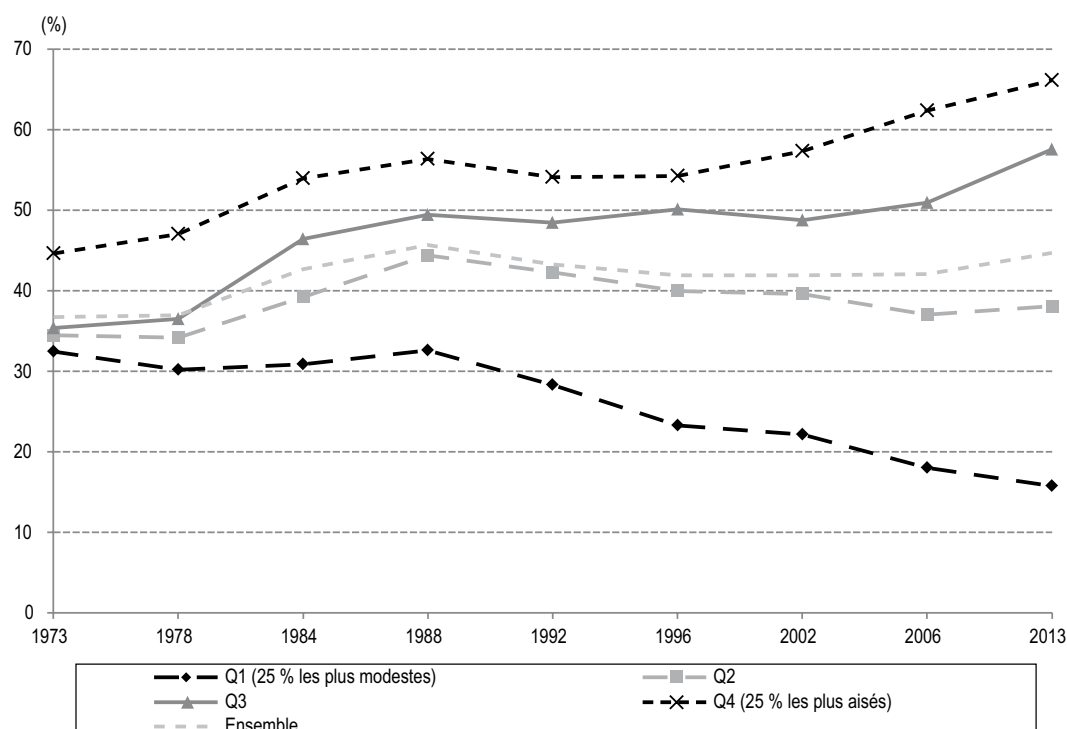
Montant de patrimoine immobilier acquis : les écarts s'accroissent également sur la période

La différence croissante entre les parts de ménages propriétaires selon le quartile de niveau de vie se double d'un écart dans la valeur des logements achetés⁹. La différence entre le prix moyen d'achat de logements du premier quartile et celui du dernier quartile apparaît nettement plus élevée à partir des années 1990

8. On peut par exemple penser à la réforme de la politique du logement de 1977 qui a créé deux types de prêts : le prêt à l'accession à la propriété (PAP), sous condition de ressources, remplacé par le prêt à taux zéro en 1995 (PTZ), dont les conditions d'octroi sont élargies en 2005 ; d'autre part, le prêt conventionné (PC), accordé à taux préférentiel sans conditions de ressources, remplacé en 1993 par le prêt d'accession sociale (PAS) accordé sous conditions de ressources.

9. Mesurés en euros constants 2013.

Figure I
Part de propriétaires parmi les jeunes ménages selon le quartile de niveau de vie, 1973-2013



Lecture : parmi les 25-44 ans, 32 % des ménages du premier quartile de niveau de vie (Q1, les 25 % les plus modestes) étaient propriétaires de leur logement en 1973, contre 16 % en 2013. Parmi les plus aisés (Q4, les 25 % les plus aisés), la part de propriétaires est quant à elle passée de 43 % en 1973 à 66 % en 2013.

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Logement 1973-2013.

(en euros 2013, 77 000 € en moyenne sur la période 1992-2013, contre 45 000 € entre 1973 et 1988). Après de forts écarts en 1992 et 1996 (87 000 et 89 000 € en euros 2013), cette différence diminue légèrement (en euros 2013 : 61 000 € en 2013) mais reste à des niveaux plus élevés que dans la période précédente.

Cependant, depuis la fin des années 1990, à mesure que les prix du logement augmentent, le rapport entre les prix moyens d'achat se réduit à la fois entre les trois premiers quartiles de revenus (qui atteignent un niveau comparable en fin de période), et entre les plus et les moins aisés. Le prix moyen du logement acheté par les plus aisés est ainsi plus de deux fois plus élevé que celui acheté par les moins aisés en 1992 et 1996, période où ce rapport de prix est au plus haut. L'écart diminue ensuite jusqu'en 2013 où il retrouve au niveau le plus bas de la période, à savoir un prix moyen d'achat supérieur d'un tiers pour les plus aisés (35 % en 2013, après un écart de 82 % en 2002 et 71 % en 2006). L'écart des prix moyens à l'achat semble ainsi très polarisé en fin de période : le quart le plus aisé achète des biens nettement plus chers que le reste de la population, tandis que les prix moyens des biens achetés sont très proches

pour le reste des jeunes premiers propriétaires (figure II).

Si les plus modestes achètent donc, quand ils le peuvent, à des prix aussi élevés que les jeunes ménages de la classe moyenne¹⁰, ils sont de moins en moins nombreux à pouvoir devenir propriétaires. La part des nouveaux propriétaires récents a diminué de manière importante dans le premier quartile (figure III).

En combinant ces évolutions de prix des logements et des effectifs d'acheteurs¹¹, on peut calculer le flux de montant de patrimoine immobilier acquis par quartile de niveau de vie. Ce flux est défini comme le produit du nombre de jeunes ménages premiers propriétaires récents dans le quartile par le prix moyen des logements achetés dans ce même quartile.

On observe que les ménages les plus modestes ont acquis un patrimoine immobilier très nettement inférieur à celui acquis par les plus aisés (figure IV).

10. C'est-à-dire ceux dont les niveaux de vie se situent entre le 1^{er} et le 3^e quartile (Q2 et Q3).

11. Pour chaque millésime d'enquête, les effectifs d'acheteurs correspondent aux effectifs (pondérés) des jeunes ménages ayant acheté leur bien au cours des quatre dernières années.

Figure II
Évolution des prix moyens (en euros 2013) des premiers logements achetés récemment, par quartile de niveau de vie



Note : les premiers propriétaires récents sont les ménages devenus propriétaires de leur résidence principale pour la première fois dans les quatre années précédant l'enquête (cf. encadré).

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, premiers propriétaires récents, résidant en France métropolitaine.

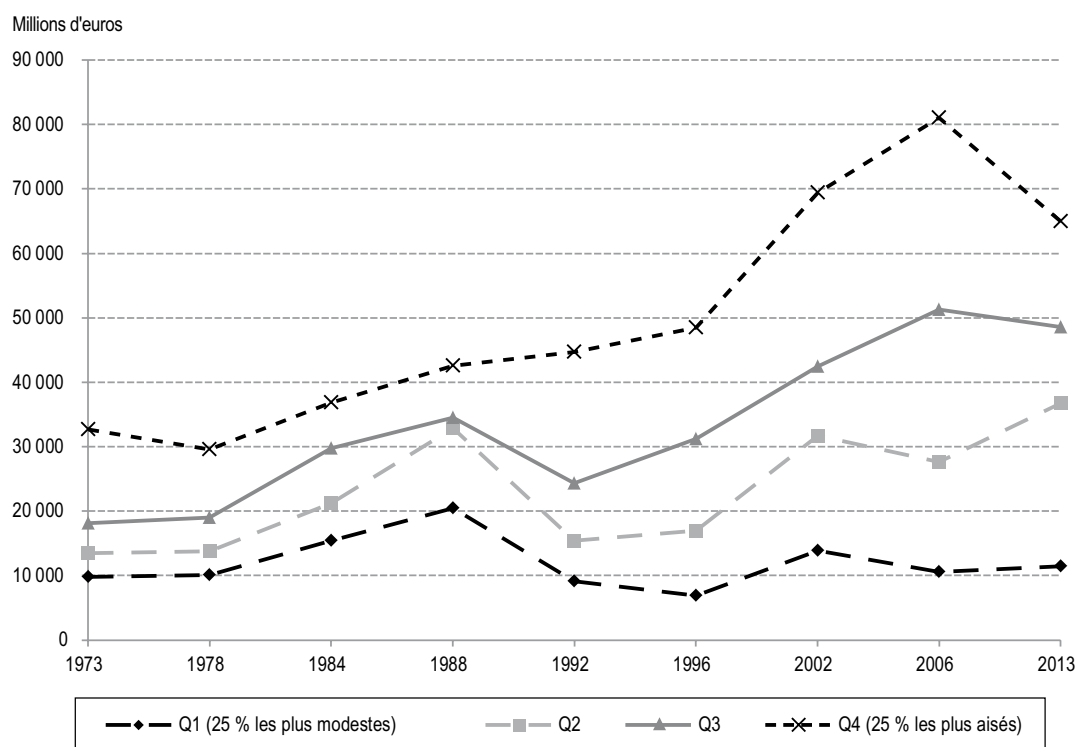
Source : Insee, enquêtes Logement 1973-2013.

Figure III
Part de premiers propriétaires récents par quartile de niveau de vie



Note : les premiers propriétaires récents sont les ménages devenus propriétaires de leur résidence principale pour la première fois dans les quatre années précédant l'enquête (cf. encadré).
Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, premiers propriétaires récents, résidant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Logement* 1973-2013.

Figure IV
Évolution du montant total de patrimoine immobilier acquis, par quartile de niveau de vie (en millions d'euros constants 2013)



Note : le flux de montant de patrimoine immobilier acquis est défini comme le produit du nombre de ménages premiers propriétaires dans le quartile (effectifs pondérés) par le prix d'achat moyen du quartile.
Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, premiers propriétaires récents, résidant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Logement* 1973-2013.

En 2013, ce patrimoine immobilier acquis est ainsi cinq fois plus faible pour les jeunes ménages les moins aisés que pour ceux du haut de la distribution des niveaux de vie. Alors que le ratio n'était que de l'ordre de 2 à 3.5 jusqu'au début des années 1990, il a fortement augmenté depuis et varie de 5 à 8 au cours des vingt dernières années. On constate aussi que, dans le 1^{er} quartile, le montant total de patrimoine acquis ne connaît que de faibles variations (en euros constants), alors qu'il augmente globalement dans le dernier quartile¹².

Aides de la famille, localisation et configurations familiales : trois facteurs importants pour comprendre les évolutions différenciées de taux de propriétaires parmi les jeunes ménages

L'importance croissante du flux de donations et héritages en France ainsi que dans d'autres pays d'Europe et aux États-Unis¹³ a été documentée dans divers travaux. Cette croissance de la part des transferts familiaux dans le revenu national et le patrimoine privé suscite un intérêt quant à leurs utilisations et leurs effets sur l'économie et le patrimoine des jeunes générations. Dans le contexte de forte hausse des prix de l'immobilier des années 2000 en France, l'influence exercée par les transferts familiaux sur l'acquisition de la résidence principale interroge. Nous commencerons par donner quelques ordres de grandeurs relatifs au lien entre aides reçues de la famille et acquisition de la première résidence principale. Puis, notre perspective historique nous y incitant, nous nous interrogerons sur le rôle qu'ont pu jouer certains changements intervenus sur longue période. De nombreux facteurs socio-démographiques peuvent expliquer les évolutions différenciées des parts de ménages propriétaires selon le niveau de vie présentées ci-dessus – les aides reçues de la famille en constituent un des éléments centraux, mais d'autres explications sont possibles. Parmi les facteurs explicatifs de l'accession à la propriété, il nous semble important de détailler les évolutions du lieu de résidence dont dépendent à la fois le prix du logement, et sur longue période, le type de propriété (exploitations agricoles ou logement urbain) ainsi que des configurations familiales, la part des personnes seules et des familles monoparentales, moins souvent propriétaires en moyenne, ayant augmenté au cours de la période dans la population des ménages jeunes (Chardon *et al.*, 2008)

Des aides de la famille déterminantes pour l'accès à la propriété et plus souvent reçues par les jeunes ménages aisés

Les enquêtes *Logement* comportent deux questions sur les transferts familiaux. Une première concerne les aides reçues au moment de l'achat du logement et n'est donc posée qu'aux propriétaires. Une autre question, posée à l'ensemble de l'échantillon, interroge les ménages sur d'éventuelles rentrées d'argent exceptionnelles au cours des quatre dernières années précédant l'enquête, dont des héritages ou donations (voir la formulation détaillée dans le complément en ligne C1).

Au moment de l'achat, près de quatre premiers propriétaires sur dix ont été aidés par leur famille

L'aide de la famille prend souvent la forme d'un don reçu au moment de l'achat : 20 % des premiers propriétaires récents âgés de 25 à 44 ans en ont bénéficié en 2002. Cette proportion s'est élevée au cours des années 2000, atteignant 27 % en 2013. L'aide de la famille au moment de l'achat peut aussi revêtir d'autres formes, également recensées dans l'enquête *Logement* (voir complément en ligne C1). Il peut s'agir d'un don antérieur, qui n'est pas déclaré comme une aide directe au moment de l'achat¹⁴, de rentrées d'argent exceptionnelles liées à un don ou un héritage dans les quatre dernières années (hors aides directes ou indirectes déclarées par ailleurs) ou d'autres types d'aides telles un prêt, une cession de droits à l'emprunt d'épargne logement, ou encore du paiement d'un loyer ou de la mise à disposition d'un logement lors des années précédant l'achat.

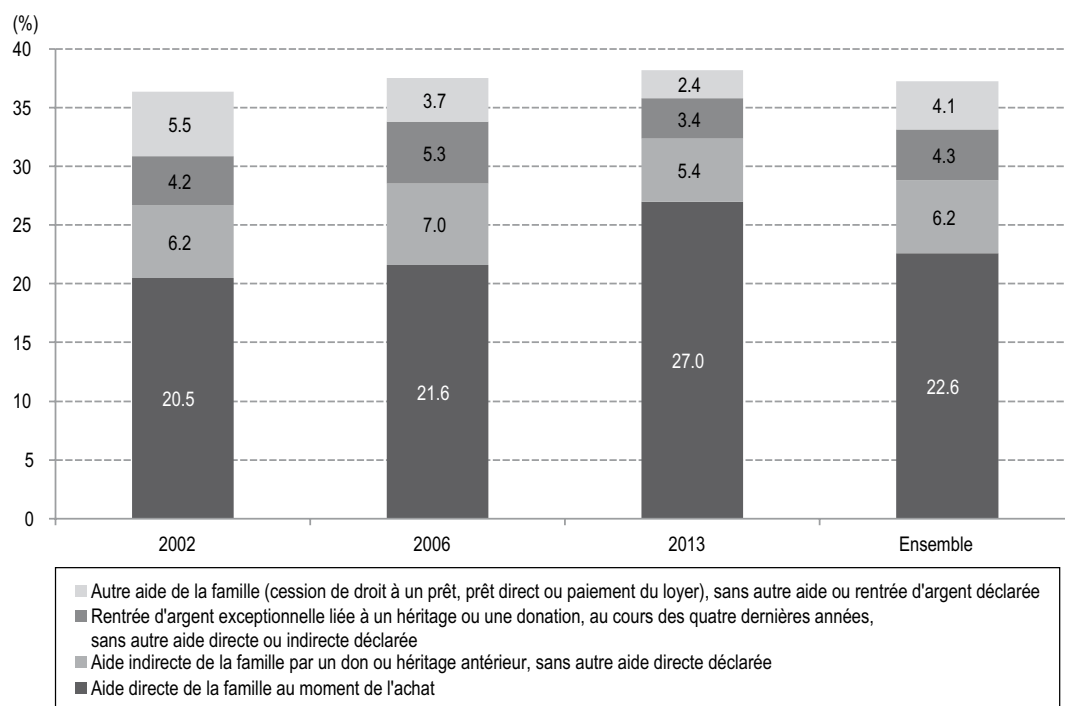
Si l'on considère l'ensemble de ces aides, ce sont près de quatre ménages premiers propriétaires récents sur dix qui déclarent avoir été aidés par leur famille au moment de l'achat. Cette part reste stable entre 2002 et 2013, la plus grande fréquence des dons en 2013 étant compensée par la baisse des autres formes d'aides (figure V). La proportion de ménages premiers propriétaires déclarant avoir été aidés pour leur achat par un héritage récent reste stable, à 6 %, sur l'ensemble de la période.

12. La baisse en 2013 dans le dernier quartile de niveau de vie est liée à la baisse du nombre d'acheteurs non compensée par la hausse du prix moyen des logements.

13. Voir par exemple Piketty (2011), Alvaredo *et al.* (2017).

14. Le questionnaire autorise des réponses multiples à ces différentes questions sur les aides de la famille, aussi nous présentons ici une variable construite pour que les réponses aux différentes modalités soient exclusives.

Figure V
Évolution des formes d'aides de la famille reçues par les jeunes ménages premiers propriétaires récents sur la période 2002-2013

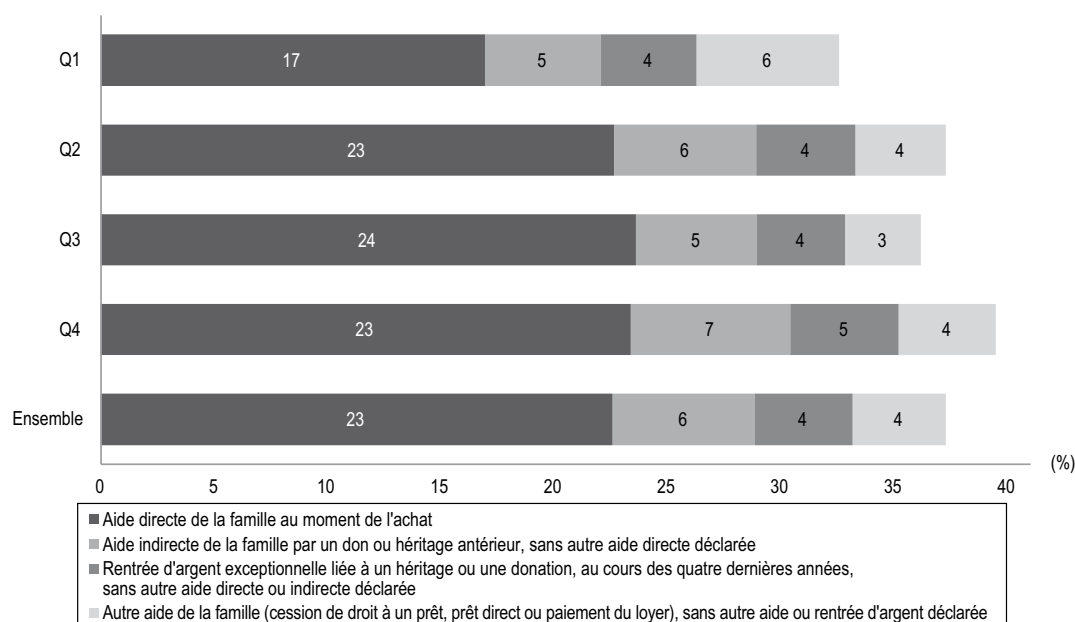


Lecture : en 2002, parmi les premiers propriétaires récents âgés de 25 à 44 ans, 20 % ont été aidés de manière directe par leur famille au moment de l'achat.

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, premiers propriétaires récents, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 2002-2013.

Figure VI
Formes d'aide de la famille reçues par les jeunes ménages premiers propriétaires récents selon le quartile de niveau de vie



Lecture : 16 % des ménages propriétaires récents âgés de 25 à 44 ans et appartenant au premier quartile de niveau de vie ont été aidés directement par leur famille au moment de leur achat sous la forme d'un don, contre 24 % des plus aisés.

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, premiers propriétaires récents, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 2002-2013.

Cet ordre de grandeur de quatre premiers propriétaires sur dix aidés par leur famille au moment de l'achat se retrouve pour les plus modestes (Q1) comme pour les plus aisés (Q4) (figure VI), avec cependant une proportion un peu plus importante de ménages aidés dans le dernier quartile (39 % contre 33 %). Quelques différences apparaissent dans les formes d'aide reçues. La part des ménages ayant reçu une donation est plus faible dans le premier quartile, de l'ordre de 16 %, contre 24 % dans le dernier. Les plus modestes reçoivent davantage d'aide sous une forme autre que le don ou l'héritage.

Recevoir un don au moment de l'achat est associé à l'acquisition d'un logement à un prix plus élevé, particulièrement pour les ménages les moins aisés. Ainsi, parmi les ménages des deux premiers quartiles de niveau de vie, ceux qui ont été aidés ont acheté un logement 20 % plus cher que ceux qui n'ont pas reçu d'aide. L'écart est de 11 % pour les ménages du haut de la distribution.

Devenir propriétaire est plus courant parmi les bénéficiaires d'une aide de la famille

En combinant les réponses à la question sur les aides directes reçues au moment de l'achat et les réponses à la question sur d'éventuelles rentrées d'argent exceptionnelles sous forme d'héritages et de donations (complément en ligne C1), on peut estimer la corrélation entre le fait de recevoir un transfert familial et d'accéder à la propriété¹⁵.

La probabilité d'être devenu propriétaire dans les quatre années précédant l'enquête, plutôt

que d'être resté locataire, est plus élevée de 32 points pour un ménage qui reçoit une aide de sa famille (tableau 1). En termes de différence de probabilité d'accès à la propriété, l'effet du don sur la probabilité d'accéder à la propriété est le plus élevé pour les jeunes ménages des quartiles du milieu de la distribution des revenus, mais le rapport des chances d'accès à la propriété est le plus élevé pour les plus modestes.

Ainsi, les ménages modestes (1^{er} quartile), locataires quatre années avant l'enquête et n'ayant pas reçu de don, ont une probabilité de 4 % d'acheter leur première résidence principale. Cette probabilité passe à 28 % pour ceux ayant reçu un don, soit une hausse de 24 points, et une multiplication par 7 des chances d'accès à la propriété. Cela semble considérable mais est à relier au fait que seule une faible proportion des plus modestes reçoivent des aides financières de leur famille. Par ailleurs, le fait de considérer les jeunes ménages, certainement plus sensibles à l'aide reçue dans le processus d'achat d'une part, et de travailler sur les données de l'enquête *Logement*, orientée sur les questions d'achat immobilier et de son financement d'autre part, contribuent certainement aussi à cette forte corrélation entre aides de la famille et accession à la propriété.

15. L'utilisation pour la construction de notre variable de don d'une variable qui ne concerne que les acheteurs pourrait conduire à surestimer l'effet du don sur l'achat. On présente dans le complément en ligne C1 les résultats obtenus en excluant les aides qui sont déclarées reçues au moment de l'achat, c'est-à-dire en ne conservant que les réponses à la question sur les rentrées d'argent exceptionnelles (comme dans Bonnet et al., 2016). Comme attendu, les probabilités d'accès à la propriété sont alors moins élevées mais les conclusions sur les différences par quartiles de niveaux de vie sont similaires. De même, dans la décomposition d'Oaxaca-Blinder présentée ci-dessous, on s'intéresse aux évolutions de cette variable qui n'est pas susceptible d'être biaisée.

Tableau 1
Probabilité d'acheter sa première résidence principale au cours des quatre dernières années, selon le bénéfice d'une donation ou d'un héritage, par quartile de niveau de vie (régression logistique)

Quartiles de niveau de vie	Ensemble (%)	Sans don	Avec don	Effet du don*	
		(A) (en %)	(B) (en %)	Différences de probabilités d'accès à la propriété	Rapport des probabilités d'accès à la propriété
				(B)-(A) (en points)	(B)/(A)
1 ^{er} quartile	6	4	28	24	7.0
2 ^e quartile	17	13	53	40	4.1
3 ^e quartile	27	22	58	36	2.6
4 ^e quartile	34	28	60	32	2.1
Ensemble	19	15	47	32	3.1

* Les différences reportées dans ce tableau sont significativement différentes de zéro au seuil de 1 %, les rapports de probabilités sont significativement différents de 1 au seuil de 1 %.

Note : les variables de contrôle retenues sont l'âge, le fait d'être un couple ou pas, l'unité urbaine et le nombre d'enfants. Régression pondérée sur 16 912 ménages, soit 6 519 dans le Q1, 4 220 dans le Q2, 3 328 dans le Q3 et 2 845 dans le Q4.

Lecture : sans don, les ménages locataires faisant partie des 25 % les plus modestes ont 4 % de chances de devenir propriétaires, contre 28 % de chances de le devenir s'ils ont reçu un don, soit une différence de 24 points. La probabilité d'accéder à la propriété pour la première fois est ainsi multipliée par 7.

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine, locataires 4 ans avant la date de l'enquête.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 2002-2013.

L'effet des dons est également important pour les jeunes ménages des deuxième et troisième quartiles de niveau de vie. La différence de probabilité d'accès à la propriété est de 40 et 36 points dans les deux cas, soit la plus élevée, mais les rapports de chances d'accès sont multipliés par 4 dans le deuxième quartile, et 3 dans le troisième. Les plus aisés voient leurs chances d'accès multipliées par 2 seulement en cas d'aide de leur famille (cf. tableau 1).

Les dons reçus représentent en moyenne un cinquième du prix du logement acheté

Malgré le quasi-doublement des prix de l'immobilier dans les années 2000, la part que le don représente dans le prix d'achat du logement reste assez stable au cours de la période. Ainsi, le don reçu représente en moyenne entre 22 % et 19 % du prix du logement, et en médiane entre 15 % et 12 % (tableau 2).

Cette relative stabilité dans un contexte de croissance des prix de l'immobilier peut recouvrir différents mécanismes. Certaines familles peuvent avoir adapté leur aide aux prix croissants de l'immobilier, des ménages ont pu acheter des biens moins chers (éventuellement de qualité moindre) ou, enfin, certains ménages peuvent avoir été évincés du marché, ne bénéficiant pas de l'aide familiale suffisante pour acquérir un logement.

Si l'on considère les bénéficiaires par niveau de vie, la part du prix du logement couverte par un don de la famille est un peu plus faible dans le haut de la distribution (19 %) que dans le bas (23 %), et ce sur l'ensemble des vagues 2002-2013 regroupées. Les prix des logements achetés sont cependant très différents : le prix

moyen s'élève à 139 000 euros (constants 2013) pour les ménages les plus modestes, contre 193 000 euros dans le haut de la distribution des niveaux de vie.

La part des propriétaires modestes diminue fortement dans les zones rurales

C'est dans les zones rurales que la distribution de la propriété entre les plus modestes et les plus aisés a connu les mutations les plus marquées (figure VII). Alors que les plus modestes (1^{er} quartile de niveau de vie) représentaient plus d'un tiers (36 %) des propriétaires résidant en milieu rural dans les années 1970, ils ne constituent plus que 11 % de ces derniers en 2013 (figure VII-A). Dans la même période, la part des plus aisés (dernier quartile) est passée de 16 % à 28 %, et, plus largement, celle de la moitié la plus aisée de la population (Q3 et Q4) de 37 % à 64 % des propriétaires résidant en milieu rural. La propriété en milieu urbain concerne quant à elle en grande majorité les plus aisés depuis les années 1970, et ce phénomène s'est légèrement accentué sur la période (figure VII-B). Le quart de la population le plus aisé (Q4) représente 38 % des propriétaires au début de la période, et 42 % en 2013. Dans la même période, la part des plus modestes parmi les propriétaires dans les zones urbaines, déjà marginale en 1973 (15 %), a été divisée par deux passant de 15 % à 8 %.

Plus généralement, la localisation de l'ensemble des ménages selon leur niveau de vie a évolué au cours de la période étudiée, accompagnant les mutations du marché du travail, ce qui peut en partie contribuer aux évolutions respectives de l'accès à la propriété en milieu rural et urbain.

Tableau 2
Évolution du montant des dons (en euros 2013)

		2002	2006	2013
Montant des dons (en euros constants 2013)	25 % les plus faibles	8 900	11 800	10 000
	Médiane	17 900	25 900	25 000
	Moyenne	28 700	35 700	39 800
	25 % les plus élevés	35 900	47 100	50 000
Part des dons dans le prix du logement (en %)	Médiane	15	14	12
	Moyenne	22	19	19
Effectifs		342	373	180

Note : les montants sont arrondis à la centaine d'euros la plus proche.

Lecture : le montant médian des dons perçus par les 25-44 ans devenus propriétaires pour la première fois au cours des quatre dernières années précédant l'enquête s'élève à 17 900 euros en 2002 (montant en euros 2013) et à 25 000 euros en 2013. Le don reçu au moment de l'achat représente environ un cinquième du prix du logement sur l'ensemble de la période.

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans hors étudiants, premiers propriétaires récents qui ont reçu un don au moment de l'achat et renseigné son montant dans l'enquête (soit 20,3 % des ménages premiers propriétaires récents âgés de 25 à 44 ans), résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Logement 2002-2013.

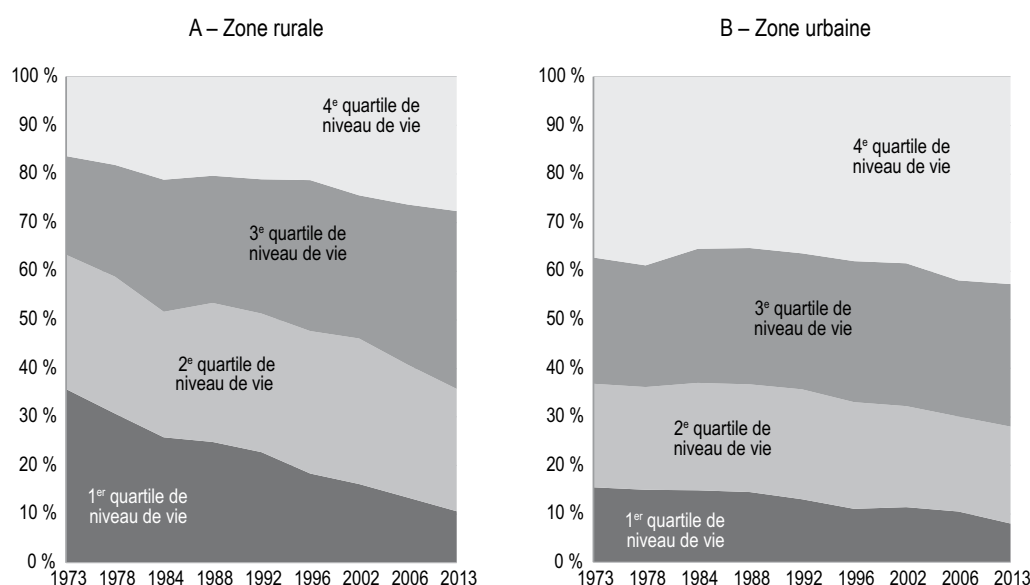
On constate notamment sur la période que les catégories modestes vivent de plus en plus souvent dans les grandes villes et l'agglomération parisienne (44 % en 2013 contre 25 % en 1973), aux dépens des zones rurales, dont la part dans l'habitat des ménages les plus modestes (Q1) a baissé de 35 % en 1973 à 14 % quarante ans plus tard (tableau 3). Les ménages aisés, quant à eux, vivent un peu plus souvent en milieu rural en 2013, et dans les grandes villes, à l'exception de Paris (24 % dans les villes de plus de 200 000 habitants, contre 16 % en 1973)¹⁶.

Ainsi, les zones rurales sont à la fois marquées par un déclin de la proportion de petites exploitations dont les propriétaires pouvaient

avoir un niveau de vie modeste, et l'arrivée de catégories aisées souhaitant une meilleure qualité de vie, en particulier en zone périurbaine. Dans les zones urbaines, déjà marquées par de fortes inégalités en début de période, les catégories modestes peuvent difficilement accéder à la propriété, tandis que l'accès des plus aisés s'étend dans les très grandes villes hors agglomération parisienne.

16. Ces évolutions peuvent être éclairées par les résultats de Cavaillès (2005), qui observe une élasticité-revenu de la demande de surface habitable supérieure à celle de la demande d'accessibilité parmi les cadres, et l'inverse parmi les ouvriers. Pour l'auteur, ces résultats « suggèrent la localisation en centre-ville des ouvriers plus attachés à l'accessibilité qu'à la surface de leur logement, et, à l'inverse, la préférence pour la périphérie des cadres plus soucieux de disposer de place ».

Figure VII
Proportion de propriétaires en zones rurale et urbaine selon le quartile de niveau de vie



Champ : ménages de propriétaires dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Logement* 1973-2013.

Tableau 3
Évolution de la localisation des ménages en fonction de leur quartile de niveau de vie, 1973 et 2013

(En %)

	Q1		Q2		Q3		Q4		Ensemble	
	1973	2013	1973	2013	1973	2013	1973	2013	1973	2013
Commune rurale	35	14	24	23	18	26	14	18	23	20
Unité urbaine de moins de 10 000 habitants	11	11	11	14	10	13	7	8	10	12
Unité urbaine de 10 000 à 49 999 habitants	14	12	14	11	14	10	11	9	13	10
Unité urbaine de 50 000 à 199 999 habitants	15	19	17	14	17	13	14	11	16	14
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	17	28	19	24	19	23	16	24	18	25
Agglomération de Paris	8	16	15	14	22	15	38	30	21	19
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Logement* 1973 et 2013.

Moins de couples avec enfants et plus de familles monoparentales parmi les plus modestes

Des années 1970 aux années 2000, la structure familiale des jeunes ménages du premier quartile de niveau de vie évolue profondément, avec notamment la forte augmentation de la proportion de familles monoparentales (31 % en 2013, contre 9 % en 1978) et, à l'inverse, la nette baisse de la proportion de couples avec enfants, qui passe de 79 % en 1978 à 37 % des ménages modestes en 2013. Les couples avec enfants ayant une propension plus élevée que la moyenne à accéder à la propriété, à l'inverse des familles monoparentales, cette évolution pourrait en partie expliquer la baisse du taux de propriétaires que l'on constate sur longue période parmi les plus modestes (tableau 4).

Une forte contribution des changements structurels et de l'aide apportée par les familles à l'évolution des inégalités d'accès à la propriété

Les évolutions du taux de propriétaires peuvent provenir de changements des caractéristiques des ménages (âge, localisation, structure familiale, part des donations reçues, etc.) et de changements de la propension à devenir propriétaire. Afin de mieux quantifier le rôle qu'ont pu jouer les évolutions de ces divers facteurs sur l'évolution du taux de propriétaires parmi les jeunes ménages, nous proposons une décomposition du type « Oaxaca-Blinder » (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973).

La décomposition « Oaxaca-Blinder » appliquée à l'évolution des inégalités de taux de propriétaires

Le principe général de cette décomposition est de distinguer, dans un écart, ce qui relève de différences d'ordre structurel (différence « expliquée » par les caractéristiques observées) de ce qui relève de changements de l'effet de ces caractéristiques (différence dite « non expliquée »). Ici, on cherche à distinguer ce qui, dans l'évolution de la part de propriétaires, provient de changements dans les caractéristiques observables des ménages de ce qui relève de changements de l'effet de caractéristiques données sur le fait d'être propriétaire.

On note $\bar{P}_a$ la probabilité de devenir propriétaire l'année a , $\bar{X}_a$ le vecteur des moyennes des caractéristiques l'année a et β_a le vecteur des coefficients estimés pour l'année a . L'évolution du taux de propriétaire entre 1978 et 2013 peut alors s'écrire :

$$\bar{P}_{2013} - \bar{P}_{1978} = (\bar{X}_{2013} - \bar{X}_{1978})\beta_{2013} + \bar{X}_{1978}(\beta_{2013} - \beta_{1978})$$

$(\bar{X}_{2013} - \bar{X}_{1978})\beta_{2013}$ représente l'effet de changements dans la structure des ménages (âge, situation matrimoniale, etc.), et correspond à la part dite « expliquée » de l'évolution. En plus des caractéristiques socio-démographiques de la population des jeunes ménages, dont le rôle est analysé sur longue période, nous introduisons les dons et héritages pour étudier leur importance au cours des années 2000. Le terme $\bar{X}_{1978}(\beta_{2013} - \beta_{1978})$ reflète les changements de la propension à devenir propriétaire (à caractéristiques de ménages constantes), qui peuvent

Tableau 4
Structure par type de ménages selon les niveaux de vie, 1978 et 2013

(En %)

	Q1		Q2		Q3		Q4		Ensemble	
	1978	2013	1978	2013	1978	2013	1978	2013	1978	2013
Familles monoparentales	9	31	6	11	3	4	1	2	5	12
Couples avec enfants	79	37	75	50	68	58	61	53	71	49
Couples sans enfant	6	7	6	10	14	14	22	22	12	13
Personnes seules	4	23	11	27	13	21	13	20	10	23
Autres ménages	2	2	2	2	2	3	3	3	2	3
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes Logement 1978 et 2013.

provenir à la fois de changement des comportements, liés aux évolutions des préférences, à des politiques publiques contribuant à influencer ces dernières ou à la conjoncture économique.

Des changements structurels surtout parmi les jeunes ménages modestes

Entre 1978 et 2013, la probabilité de devenir propriétaire baisse de 14 points de pourcentage chez les jeunes ménages modestes, passant de 30 % à 16 % (voir tableau 5). Plus de 60 % de cette baisse est expliquée par l'évolution de la structure de cette population au cours du temps. Cela confirme le rôle clé des deux facteurs examinés plus haut : les configurations familiales (dont la part des familles monoparentales et celle des couples avec enfants) et la localisation (essentiellement en milieu rural).

D'une part, les structures familiales des jeunes ménages modestes ont beaucoup changé au cours de cette période, comme on l'a vu plus haut : multiplication par plus de trois de la part

de familles monoparentales, division par deux de celle des couples avec enfants (cf. tableau 4). Cette évolution explique plus de la moitié (61 %) de l'effet de structure. D'autre part, la proportion de ménages vivant en milieu rural a considérablement baissé : elle a également été divisée par deux parmi les jeunes ménages modestes (cf. tableau 3). Cette baisse correspond à l'autre moitié de l'effet de structure (tableau 5).

Pour les jeunes ménages du dernier quartile de niveau de vie, les évolutions au cours de la même période sont diamétralement opposées. Leur probabilité de devenir propriétaire a augmenté de près de 20 points de pourcentage, dont seul un dixième peut s'expliquer par des effets de structure. L'essentiel de cette augmentation provient de la hausse de la probabilité d'acheter parmi la population de référence. La baisse relative observée dans les grandes agglomérations, et surtout à Paris, apparaît significative (voir annexe 2, tableau A2-2) et reflète probablement une hausse plus importante des prix de l'immobilier dans ces zones, sans toutefois

Tableau 5
Décompositions de l'évolution du taux de propriétaires (méthode « Oaxaca-Blinder »)

(En %)

	1978-2013 sans dons-héritages		2002-2013 avec dons-héritages	
	Q1	Q4	Q1	Q4
	Taux de propriétaires total			
1978	30.2	47.0		
2002			22.1	57.3
2013	15.7	66.2	15.7	66.2
Écart	- 14.4	19.2	- 6.4	8.9
Parts expliquée et inexpliquée				
Part inexpliquée	37.9	89.7	48.0	63.1
Part expliquée	62.1	10.3	52.0	36.9
Décomposition de la part expliquée				
Héritage ou don			9.6	35.8
25 à 29 ans	- 7.3	122.9	6.7	21.9
30 à 34 ans	- 2.2	26.2	- 1.8	4.0
35 à 39 ans (réf.)				
40 à 44 ans	- 4.9	26.0	- 8.2	8.5
Paris	6.0	- 18.0	2.1	12.2
Grandes villes	5.5	0.0	10.0	- 3.2
Villes moyennes (réf.)				
Rural	41.5	43.9	34.9	3.3
Familles monoparentales	13.7	- 2.9	9.6	- 0.2
Couples sans enfants (réf.)				
Personnes seules	11.6	- 40.2	8.9	5.6
Couples avec enfants	36.1	- 57.9	28.1	12.2
Total	100	100	100	100

Note : les colonnes 2 et 3 présentent les résultats sur années 1978-2013, sans la variable de dons et héritages, et les deux suivantes portent sur les années 2002-2013, avec la variable de dons et héritages, uniquement disponible sur cette période (cf. encadré). La troisième et la cinquième colonnes concernent les plus aisés, la deuxième et la quatrième les plus modestes.

Lecture : la modification de la structure de la population explique 62 % de l'évolution du taux de propriétaires entre 1978 et 2013 dans le 1^{er} quartile. Ces 62 % résultent pour près de la moitié de l'évolution de la part de ménages vivant en milieu rural (42 %) et pour plus de la moitié des évolutions des configurations familiales (61 %).

Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Logement 1978-2013.

remettre en cause l'augmentation observée de la probabilité d'être propriétaire. Celle-ci peut paraître étonnante en période de hausse des prix de l'immobilier ; elle pourrait s'expliquer par le rôle des aides familiales reçues par ces ménages.

Le rôle croissant des aides apportées par la famille

Afin de mettre ce rôle en évidence, nous introduisons maintenant dans la décomposition la variable correspondant au bénéfice d'une donation ou d'un héritage. Comme nous n'avons d'information fiable sur cette question qu'entre 2002 et 2013, nous travaillons désormais sur une période de temps plus restreinte.

Pour les jeunes ménages du 1^{er} quartile de niveau de vie, la probabilité d'acheter leur résidence principale a diminué de 6 points de pourcentage entre 2002 et 2013. On confirme ici que plus de la moitié de cette baisse (52 %) est due à des changements dans la structure de la population (structure familiale notamment, et lieu de résidence). La part de ces ménages déclarant avoir reçu une aide de leur famille a stagné, voire légèrement diminué au cours de la période, passant de 8 % à 7 % (voir annexe 2, tableau A2-3). De plus, le lien entre la réception d'une aide et l'accession à la propriété a légèrement baissé sur la période, même s'il reste largement significatif et positif. Cela semble cohérent avec la baisse de la capacité moyenne d'achat immobilier des ménages constatée au cours des années 2000 (Arnold & Boussard, 2017), et pourrait traduire que les montants des aides reçues n'ont pas pu compenser la hausse des prix de l'immobilier intervenue sur cette période.

C'est pour les jeunes ménages les plus aisés que l'évolution du rôle des donations et héritages paraît la plus remarquable. Entre 2002 et 2013, leur probabilité d'accès à la propriété augmente de 9 points de pourcentage. 13 % de cette hausse s'expliquent par le rôle croissant qu'ont eu ces aides¹⁷. La part des jeunes ménages aisés aidés par leur famille est ainsi passée de 20 % à 24 % (voir annexe 2, tableau A2-4), ce qui s'avère être la plus forte progression parmi toutes les variables explicatives que nous avons introduites. Le fait d'ajouter la réception d'une donation ou d'un héritage à l'analyse accroît d'ailleurs la part expliquée de l'écart de taux de propriétaires de 24 % à 37 % (voir annexe 2, tableau A2-5), soulignant ainsi l'importance prise par ce type d'aides pour les ménages les plus aisés¹⁸. Enfin, 63 % de l'écart

reste inexpliqué, soit une part plus importante que sur l'échantillon des plus modestes (pour lesquels seuls 48 % restent inexpliqués). Cela peut refléter des effets de la conjoncture économique, des modifications du comportement d'achat des plus aisés ou encore l'effet de politiques publiques d'accession dont pourraient bénéficier les plus aisés. Le prêt à taux zéro (PTZ) à partir de 1996 a notamment été très peu ciblé et nombre de ménages du 4^e quartile de niveau de vie ont pu en bénéficier, comme le notent Gobillon et Le Blanc (2004 ; 2005). Leur modélisation théorique de l'effet du PTZ sur la décision d'achat est presque directement transposable à notre question de l'effet des dons sur l'accès à la propriété : les transferts familiaux, tout comme le PTZ, permettent essentiellement de desserrer la contrainte budgétaire et d'augmenter le budget maximum consacré au logement, ce qui augmente les chances d'avoir accès à un bien au moins aussi satisfaisant que celui que le ménage aurait pu louer. Ces aides reçues par les ménages, qu'elles soient publiques ou familiales, permettent également de diminuer le coût d'usage du capital (dont le taux d'intérêt fait partie), ce qui peut rendre un emprunt plus attractif en comparaison du paiement d'un loyer, et ainsi influencer l'arbitrage entre l'achat et la location.

* *
*

L'apparente stabilité de l'accession à la propriété des jeunes ménages de 25 à 44 ans, entre 1973 et 2013, masque des disparités croissantes entre les plus aisés et les moins aisés. Ces disparités apparaissent plus marquées que celles déjà mises en évidence des travaux précédents portant sur l'ensemble des ménages (voir Laferrère *et al.*, 2017). Cette différence résulte de l'effet combiné de la restriction du champ d'étude aux jeunes ménages, et du choix d'un indicateur de position sociale défini sur des quartiles de niveau de vie plutôt que sur la catégorie socio-professionnelle. Ce choix permet d'éviter le problème des variations de la structure professionnelle au fil des cohortes, puis d'expliquer ces différences par les évolutions socio-démographiques différentielles ayant affecté les ménages selon leur

17. Ce 13.2 % correspond à la multiplication de la part expliquée par la part des héritages et dons dans cette part expliquée, soit 36.9 % x 35.8 %.

18. À l'inverse, la part expliquée n'évolue pas pour les ménages les plus modestes lorsque cette variable est introduite. Notons par ailleurs que les autres coefficients restent similaires après introduction de ces variables (voir annexe 2, tableau A2-5).

aisance financière. Ainsi, une décomposition de l'évolution des écarts de proportions de propriétaires selon le niveau de vie permet de mettre en évidence le rôle important de l'évolution des structures familiales (proportion croissante de familles monoparentales et diminution de la part des couples avec enfants parmi les plus modestes) et de la localisation des ménages (forte diminution de la part des ménages résidant en milieu rural), notamment parmi les ménages modestes. En revanche, les évolutions de la composition socio-démographique des quartiles de niveau de vie contribuent moins à l'évolution des taux de propriétaires parmi les jeunes ménages aisés. Pour eux, le rôle des aides de la famille a considérablement augmenté sur la période 2002-2013. Une part des évolutions demeure cependant inexpliquée par les variables considérées, reflétant peut-être des changements de comportement ou le rôle de facteurs macroéconomiques, dont le marché du logement.

Il n'est pas possible d'étudier la contribution de l'évolution des aides de la famille sur l'accession à la propriété sur l'ensemble de la période couverte par les enquêtes *Logement*, mais il est plausible, au vu des résultats sur la période 2002-2013, que ces aides de la famille aient également eu un rôle important ; celui-ci resterait à analyser plus en détail avec d'autres données, dans le contexte de l'évolution des inégalités depuis les années 1970. Nous avons initié ce travail à l'aide de l'enquête *Patrimoine* (voir annexe 3), sur la période 1998-2014. La mise en parallèle des évolutions des taux de propriétaires avec celles des dons et héritages reçus par les propriétaires conduit à un résultat

cohérent d'évolution concomitante des disparités de taux d'accès à la propriété et de transferts familiaux dès 1998. La part de jeunes ménages propriétaires dans le premier quartile de niveau de vie a légèrement diminué, alors qu'elle a très nettement augmenté dans le dernier quartile. Conjointement, la part des jeunes ménages ayant bénéficié d'un transfert familial a nettement augmenté parmi les plus aisés alors qu'elle a stagné parmi les plus modestes.

La mise en évidence de ce rôle des transmissions intergénérationnelles invite à poursuivre l'analyse de leur impact sur les inégalités entre jeunes ménages dans deux directions. D'une part, au-delà de l'accession à la propriété stricto sensu, les transferts familiaux pourraient influencer les caractéristiques des logements achetés : les ménages qui reçoivent une aide de la famille pourraient acquérir des logements plus spacieux, de meilleure qualité, mieux situés, mieux équipés, etc. D'autre part, l'analyse des inégalités en termes de caractéristiques objectives des logements acquis (telles que la valeur de la résidence principale ou encore la surface) pourrait être complétée par une étude de leur appréciation par le ménage (par des notes d'appréciation du logement et du quartier). On disposerait ainsi d'une mesure subjective de la qualité du logement et de son adéquation avec les préférences des individus, que l'on pourrait analyser en lien avec la localisation et le statut d'occupation. On pourrait alors étudier si l'aide de la famille, en plus d'influer sur l'accession à la propriété, permet de faciliter une mobilité et un accès à la propriété qui augmentent le bien-être. □

BIBLIOGRAPHIE

Agarwal, S., Hu, L. & Huang, X. (2015). Rushing into the American dream? House prices growth and the timing of homeownership. *Review of Finance*, 20(6), 2183–2218.
<https://doi.org/10.1093/rof/rfv063>

Alvaredo, F., Garbinti, B. & Piketty, T. (2017). On the Share of Inheritance in Aggregate Wealth: Europe and the USA, 1900-2010. *Economica*, 84, 239–260.
<https://doi.org/10.1111/ecca.12233>

Angelini, V., Laferrere, A. & Weber, G. (2013). Home-ownership in Europe: How did it happen? *Advances in Life Course Research*, 18(1), 83–90.
<https://doi.org/10.1016/j.alcr.2012.10.006>

Arnault, S. & Crusson, L. (2012). La part du logement dans le budget des ménages en 2010. Alourdissement pour les locataires du parc privé. *Insee Première* N° 1395.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281118>

- Arnold, C. & Boussard, J. (2017).** L'accès à la propriété en recul depuis la crise de 2008. *Insee Références – Les conditions de logement en France*, pp. 41–53.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586022?sommaire=2586377>
- Arrondel, L., Garbinti, B. & Masson, A. (2014).** Inégalités de patrimoine entre générations : les donations aident-elles les jeunes à s'installer ? *Économie et Statistique*, 472-473, 65–100.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377767?sommaire=1377781>
- Barrett, G., Cigdem, M., Whelan, S. & Wood, G. (2015).** The relationship between intergenerational transfers, housing and economic outcomes. *AHURI Final Report 250*, Australian Housing and Urban Research Institute Limited, Melbourne.
<https://www.ahuri.edu.au/research/final-reports/250>
- Blinder, A. (1973).** Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
<https://doi.org/10.2307/144855>
- Bonnet, C., Garbinti, B. & Grobon, S. (2016).** Accès à la propriété : les inégalités s'accroissent depuis quarante ans. *Études et Résultats* N° 961.
<http://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/acces-a-la-propriede-les-inegalites-s'accroissent-depuis-quarante-ans>
- Bonnet, O., Bono, P.-H., Chapelle, G. & Wasmer, É. (2014).** Le capital logement contribue-t-il aux inégalités ? Retour sur Le Capital au XXI^e siècle de Thomas Piketty. *LIEPP Working Paper* N° 25.
<https://www.sciencespo.fr/liepp/fr/content/le-capital-logement-contribue-t-il-aux-inegalites>
- Bonvalet, C. & Bringé, A. (2013).** Les effets de la politique de logement sur l'évolution des taux de propriétaires en France. *Revue européenne des sciences sociales*, 151(1), 153–177.
<https://journals.openedition.org/ress/2342>
- Bosvieux, J. (2005).** Accession à la propriété : des acquéreurs plus nombreux mais prudents. *Économie et Statistique*, 381-382, 41–61.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376575?sommaire=1376587>
- Bozio, A., Monnet, M. & Romanello, L. (2016).** Analyse des dispositifs d'aide à l'accession à la propriété. *Rapport IPP* N° 16.
<http://www.ipp.eu/publication/decembre-2016-analyse-dispositifs-aide-accession-a-la-propriede/>
- Bugeja, F. (2011).** Les inégalités d'accès à la propriété et leurs déterminants institutionnels. Étude comparative entre la France et le Royaume-Uni (1980-2005). *Revue française de sociologie*, 52(1), 37–69.
<https://doi.org/10.3917/rfs.521.0037>
- Carbonnier, C. (2015).** L'impact des prix de l'immobilier sur les inégalités et leur mesure. *Revue économique*, 66(6), 1029–1044.
<https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0052>
- Cavailhès, J. (2005).** Le prix des attributs du logement. *Économie et Statistique*, 381-382, 91–123.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376579?sommaire=1376587>
- Chardon, O., Daguët, F. & Vivas, E. (2008).** Les familles monoparentales : des difficultés à travailler et à se loger. *Insee Première* N° 1195.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281271>
- Clerc, M.-E., Monso, O. & Pouliquen, E. (2011).** Les inégalités entre générations depuis le baby-boom. *Insee Références – L'Économie française - Comptes et Dossiers*, pp. 47–67.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373852?sommaire=1373855>
- Duffy, D. & Roche, M. J. (2007).** Getting a Helping Hand: Parental Transfers and First-Time Homebuyers. *Economics, Finance and Accounting Department Working Paper series*, 1740507 National University of Ireland, Maynooth.
<https://ideas.repec.org/p/may/mayecw/n1740507.html>
- Engelhardt, G. V. & Mayer, C. J. (1998).** Intergenerational transfers, Borrowing constraints and Saving behavior: Evidence from the Housing Market. *Journal of Urban Economics*, 44, 135–57.
<https://doi.org/10.1006/juec.1997.2064>
- Fack, G. (2007).** *Formation des inégalités, politiques du logement et ségrégation résidentielle*. Thèse de doctorat.
- Ferrante, A., Guillas, D. & Solotareff, R. (2016).** Entre 2010 et 2015, les inégalités de patrimoine se réduisent légèrement. *Insee Première* N° 1621.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2496232>
- Garbinti, B., Lamarche, P. & Salembier, L. (2012).** Héritages, donations et aides aux ascendants et descendants. *Insee Références – Les revenus et le patrimoine des ménages*, pp. 57–69.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373963?sommaire=1373966>
- Garbinti, B., Goupille-Lebret J. & Piketty, T. (2016).** Accounting for Wealth Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France (1800-2014). *WID world Working Paper*, 2016/5.

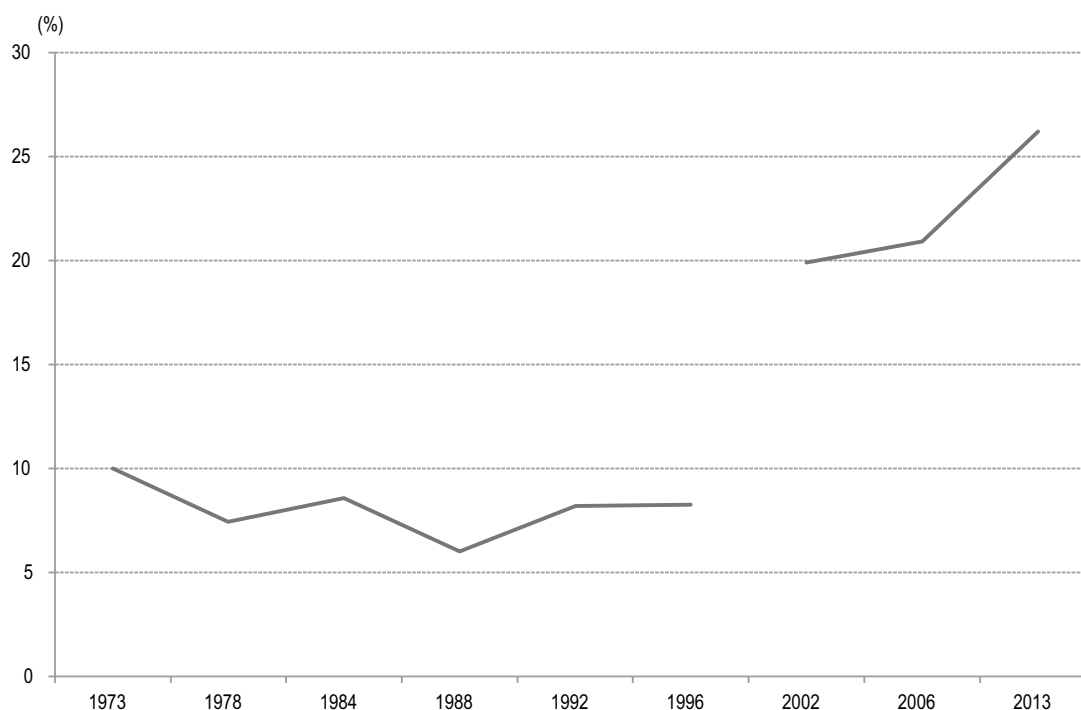
- Garbinti, B. & Savignac, F. (2018).** Le rôle de l'immobilier dans les inégalités de patrimoine en zone euro : les enseignements de l'enquête Household Finance and Consumption. *Rue de la Banque* N° 55. <https://publications.banque-france.fr/le-role-de-limmobilier-dans-les-inegalites-de-patrimoine-en-zone-euro-les-enseignements-de-lenquete>
- Gobillon, L. & Le Blanc, D. (2005).** Quelques effets économiques du prêt à taux zéro. *Économie et Statistique*, 381-382, 63–89. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376577?sommaire=1376587>
- Gobillon, L. & Le Blanc, D. (2004).** L'impact des contraintes d'emprunt sur la mobilité résidentielle et les choix entre location et propriété. *Annales d'économie et de statistique*, 74, 15–45.
- Haurin, D., Parcel, R. & Hautin, R. (2002).** Does homeownership affect child outcomes? *Real Estate Economics*, 30(4), 635–666. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.t01-2-00053>
- Kaas, L., Kocharkov, G. & Preugschat, E. (2015).** Wealth inequality and homeownership in Europe. *Working Paper Series of the Department of Economics*, University of Konstanz, 2015-2018. <https://ideas.repec.org/p/knz/dpteco/1518.html>
- Kolodziejczyk, C. & Leth-Petersen, S. (2013).** Do First Time House Buyers Receive Financial Transfers from Their Parents? *Scandinavian Journal of Economics*, 115(4), 1020–45. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12032>
- Labonne, C. & Welter-Nicol, C. (2015).** Cheap Credit, Unaffordable Houses? ACPR et Banque de France, *Débats économiques et financiers*, 20. <https://acpr.banque-france.fr/cheap-credit-unaffordable-houses>
- Laferrère, A., Pouliquen, E. & Rougerie, C. (2017).** Le logement en France depuis 30 ans. *Insee Références – Les conditions de logement en France*, pp. 11–22. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2586003/LOGFRA17a_VE_logement.pdf
- Le Bayon, S., Levasseur, S. & Madec P. (2013).** Achat de la résidence principale. Le profil des ménages français dans les années 2000. *Revue de l'OFCE / Débats et politiques*, 128, 451–482. <https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/revue/18-128.pdf>
- Luca, H. M. (2008).** The impact of financial help and gifts on housing demand and cost burdens. *Contemporary Economic Policy*, 26(3), 420–432. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2008.00106.x>
- Malmendier, U. & Steiny, A. (2016).** Rent or buy? The role of lifetime experiences of macroeconomic shocks within and across countries. *CEPR Network Event on Household Finance*, 6-7/05/2016.
- Méron, M. & Courgeau, D. (2004).** Home Ownership and Social Inequality in France. In : Kurz, K. & Blossfeld, H.-P. (Ed.), *Home ownership and social inequalities in comparative perspective*, pp. 61–78. Stanford: Stanford University Press.
- Oaxaca, R. (1973).** Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Piketty, T. (2011).** On the Long-Run Evolution of Inheritance: France 1820-2050. *The Quarterly Journal of Economics*, 126 (3), 1071–1131. <https://doi.org/10.1093/qje/qjr020>
- Piketty, T. (2014).** *Capital in the Twenty-First century*. Harvard: Harvard University Press.
- Piketty, T. & Zucman, G. (2014).** Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700-2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1155–1210. <https://doi.org/10.1093/qje/qju018>
- Spilerman, S. & Wolff, F.-C. (2012).** Parental wealth and resource transfers: How they matter in France for home-ownership and living standards. *Social Science Research*, 41, 207–223. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2011.08.002>
- Worms, B. (2009).** Les politiques d'aide à l'accès à la propriété à l'épreuve de la crise. *Informations sociales*, 155, 120–130. <https://www.cairn.info/revue-informations-sociales-2009-5-page-120.htm>

APPRÉHENDER LE RÔLE DES AIDES DE LA FAMILLE SUR LONGUE PÉRIODE À L'AIDE DES ENQUÊTES LOGEMENT

Plusieurs questions décrivent les aides de la famille lors de l'achat. Il n'a cependant pas été possible de construire une série homogène sur longue période, en raison notamment de la modification importante de l'ordre et de la nature des questions à partir de l'enquête de 2002. En effet, à partir de 2002, on interroge d'abord les individus sur leurs différents prêts et les montants associés. Puis, lorsque « **le montant total des prêts initiaux est inférieur au prix d'achat** », on les interroge sur la manière dont ils ont constitué leur apport

résiduel. Cela introduit une rupture de série importante entre 1996 et 2002 dans le niveau des aides de la famille mesuré (figure A1-I). L'utilisation de cette variable entre 1996 et 2002 aurait conduit à conclure à une forte hausse de la part des premiers propriétaires aidés par leur famille. Il est cependant très probable qu'une partie de cette hausse soit réellement observée, notamment à cause de la hausse importante des prix de l'immobilier à partir de la fin des années 1990.

Figure A
Évolution de la part des premiers propriétaires aidés par leur famille



Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, premiers propriétaires récents, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Logement 1973-2013.

ANNEXE 2

DÉCOMPOSITIONS D'OAXACA-BLINDER : RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

Tableau A2-1

Décomposition des évolutions de taux de propriétaires dans le premier quartile de niveau de vie, 1978-2013

	1978		2013		Décomposition	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Effets de structure	Modifications des chances relatives d'acheter
25 à 29 ans	0.26	- 0.23***	0.22	- 0.09***	0.01**	0.04***
30 à 34 ans	0.27	- 0.11***	0.24	- 0.02(ns)	0.002*	0.02**
35 à 39 ans (réf.)						
40 à 44 ans	0.24	0.11***	0.30	0.06**	0.004**	- 0.01(ns)
Paris	0.07	- 0.16***	0.17	- 0.01(ns)	-0.005***	0.01***
Grandes villes	0.29	- 0.05**	0.37	- 0.06***	-0.005***	- 0.002(ns)
Villes moyennes (réf.)						
Rural	0.30	0.23***	0.14	0.26***	-0.04***	0.008(ns)
Familles monoparentales	0.09	0.01(ns)	0.31	- 0.06**	-0.01**	- 0.007(ns)
Couples sans enfants (réf.)		- 0.04(ns)				
Personnes seules	0.04	- 0.04(ns)	0.23	- 0.06**	-0.01**	- 0.003(ns)
Couples avec enfants	0.79	0.11***	0.37	0.07**	-0.03***	- 0.03(ns)
Constante		0.24***		0.16***		- 0.08(ns)
Taux de propriétaires total	0.30		0.16		-0.09	- 0.05

Note : rural = rural ou villes de moins de 20 000 habitants ; grandes villes = plus de 200 000 habitants ; villes moyennes = de 20 000 à 199 999 habitants (catégorie de référence).

Lecture : le taux de propriétaires entre 1978 et 2013 est passé de 30 % à 16 %, soit une diminution de 14 points de pourcentage. Les effets de structure représentent 9 points de cette baisse et la modification des chances d'acheter relatives (ie part inexpliquée) 5 points.

Champ : premier quartile de niveau de vie des ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 1978 et 2013.

Significativité déterminée à partir de la p-value et des seuils suivants : *** 1 % ** 5 % * 10 % ; ns= non significatif.

Tableau A2-2

Décomposition des évolutions de taux de propriétaires dans le dernier quartile de niveau de vie, 1978-2013

	1978		2013		Décomposition	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Effets de structure	Modification des chances relatives d'acheter
25 à 29 ans	0.22	- 0.293***	0.14	- 0.28***	0.024***	0.003(ns)
30 à 34 ans	0.28	- 0.177***	0.24	- 0.106***	0.005**	0.018(ns)
35 à 39 ans (réf.)						
40 à 44 ans	0.26	0.032**	0.36	0.056*	0.005**	0.007(ns)
Paris	0.24	0.084*	0.30	- 0.17***	- 0.004**	- 0.068***
Grandes villes	0.28	0.047**	0.28	- 0.075***	0(ns)	- 0.034***
Villes moyennes (réf.)						
Rural	0.13	0.239(ns)	0.18	0.111(ns)	0.009***	- 0.02***
Familles monoparentales	0.01	0.089*	0.02	- 0.128***	- 0.001(ns)	- 0.004*
Couples sans enfants (réf.)						
Personnes seules	0.13	- 0.089***	0.20	- 0.109***	- 0.008***	- 0.002***
Couples avec enfants	0.61	0.134(ns)	0.53	0.172(ns)	- 0.011***	0.023(ns)
Constante		0.441(ns)		0.69(ns)		0.249***
Taux de propriétaires total	0.47		0.66		0.02	0.17

Note : cf. tableau A2-1.

Champ : 4^e quartile de niveau de vie des ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 1978 et 2013.

Tableau A2-3

Décomposition des évolutions de taux de propriétaires dans le premier quartile de niveau de vie, 2002-2013, prise en compte des transferts familiaux

	2002		2013		Décomposition	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Effets de structure	Modification des chances relatives d'acheter
Héritage ou don	0.08	0.408***	0.07	0.384***	- 0.003 (ns)	-0.002 (ns)
25 à 29 ans	0.20	- 0.157***	0.22	- 0.075***	- 0.002 (ns)	0.017***
30 à 34 ans	0.25	- 0.077***	0.24	- 0.025 (ns)	0.001 (ns)	0.012 (ns)
35 à 39 ans (réf.)						
40 à 44 ans	0.25	0.072***	0.30	0.043***	0.003***	- 0.008***
Paris	0.15	- 0.076***	0.17	- 0.003 (ns)	- 0.001 (ns)	0.012**
Grandes villes	0.32	- 0.064***	0.37	- 0.056***	- 0.003***	0.003 (ns)
Villes moyennes (réf.)						
Rural	0.20	0.162***	0.14	0.242***	- 0.012***	0.014***
Familles monoparentales	0.26	- 0.081***	0.31	- 0.049*	- 0.003**	0.009 (ns)
Couples sans enfants (réf.)						
Personnes seules	0.19	- 0.078***	0.23	- 0.065***	- 0.003***	0.003***
Couples avec enfants	0.48	0.087***	0.37	0.075**	- 0.009***	- 0.005 (ns)
Constante		0.216***		0.13***		- 0.086*
Taux de propriétaires total	0.22		0.16		- 0,03	- 0,03

Note : cf. tableau A2-1.

Champ : premier quartile de niveau de vie des ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 2002 et 2013.

Tableau A2-4

Décomposition des évolutions de taux de propriétaires dans le dernier quartile de niveau de vie, 2002-2013, prise en compte des transferts familiaux

	2002		2013		Décomposition	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Effets de structure	Modification des chances relatives d'acheter
Héritage ou don	0.20	0.149***	0.24	0.119***	0.012***	- 0.003 (ns)
25 à 29 ans	0.16	0.53***	0.14	- 0.097 (ns)	0.007**	0.001 (ns)
30 à 34 ans	0.25	0***	0.24	- 0.102***	0.001 (ns)	- 0.004 (ns)
35 à 39 ans (réf.)						
40 à 44 ans	0.32	0.26***	0.36	0.637***	0.003**	- 0.01 (ns)
Paris	0.33	- 0.28***	0.30	0***	0.004**	- 0.029**
Grandes villes	0.27	- 0.101***	0.28	0***	- 0.001 (ns)	- 0.01 (ns)
Villes moyennes (réf.)						
Rural	0.17	- 0.125***	0.18	- 0.284***	0.001 (ns)	- 0.001 (ns)
Familles monoparentales	0.02	- 0.071***	0.02	- 0.094***	0 (ns)	- 0.002 (ns)
Couples sans enfants (réf.)						
Personnes seules	0.22	- 0.065 (ns)	0.20	- 0.08***	0.002 (ns)	- 0.001 (ns)
Couples avec enfants	0.51	- 0.099***	0.53	- 0.054**	0.004 (ns)	0.008 (ns)
Constante		0.158***		0.122***		0.107**
Taux de propriétaires total	0.57		0.66		0,03	0,06

Note : cf. tableau A2-1

Champ : quatrième quartile de niveau de vie des ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 2002 et 2013.

Tableau A2-5

Décomposition des évolutions de taux de propriétaires dans le premier et le dernier quartile de niveau de vie, 2002-2013, synthèse de la décomposition avec ou sans la variable « dons ou héritage »

(En %)

	Q1 (2002-2013)		Q4 (2002-2013)	
	Avec la variable dons ou héritages	Sans dons ou héritages	Avec la variable dons ou héritages	Sans dons ou héritages
	Taux de propriétaires			
2002	22.1		57.3	
2013	15.7		66.2	
Écart	- 6.4		8.9	
	Parts expliquée et inexpliquée			
Expliquée	52.0	50.8	36.9	24.2
Inexpliquée	48.0	49.2	63.1	75.8
	Décomposition de la part expliquée			
Héritage ou don	9.6		35.8	
25 à 29 ans	6.7	7.4	21.9	33.5
30 à 34 ans	- 1.8	- 1.8	4.0	5.9
35 à 39 ans (réf.)				
40 à 44 ans	- 8.2	- 9.4	8.5	13.2
Paris	2.1	2.6	12.2	18.2
Grandes villes	10.0	10.9	- 3.2	- 4.4
Villes moyennes (réf.)				
Rural	34.9	39.9	3.3	4.8
Familles monoparentales	9.6	11.7	- 0.2	- 0.4
Couples sans enfants (réf.)				
Personnes seules	8.9	9.7	5.6	9.4
Couples avec enfants	28.1	29.1	12.2	20.0
Total	100	100	100	100

Champ : premier et quatrième quartile de niveau de vie des ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Logement* 2002 et 2013.

ÉVOLUTIONS DES DONS ET HÉRITAGES REÇUS PAR LES PROPRIÉTAIRES À PARTIR DES ENQUÊTES PATRIMOINE 1998 ET 2014

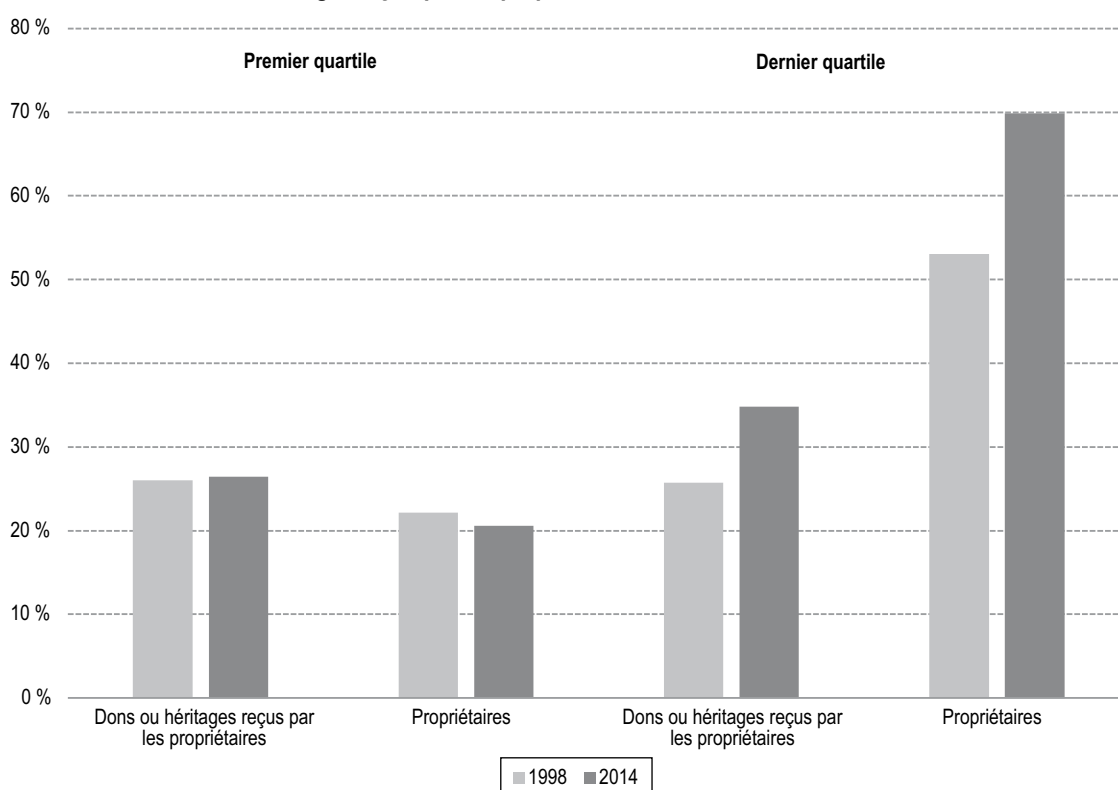
Les enquêtes *Patrimoine* de l'Insee permettent de confirmer le constat établi à partir des enquêtes *Logement* sur l'importance croissante du rôle des transferts intergénérationnels, et ce, en étendant la période avant 2002. On peut en effet exploiter les enquêtes *Patrimoine* des années 1998 et 2014⁽¹⁾. Toutefois, dans la mesure où ces enquêtes contiennent nettement moins d'observations que les enquêtes *Logement*⁽²⁾, la précision s'en trouve réduite, en particulier sur un sous-ensemble tel que les jeunes ménages découpés en quartiles de niveau de vie. Ainsi, plutôt que de calculer des décompositions

du même type que celles effectuées grâce aux enquêtes *Logement*, nous mettons en parallèle, dans la figure A3-I, les évolutions des taux de propriétaires et celles des dons et héritages reçus par les propriétaires.

⁽¹⁾ Il n'est possible de calculer un niveau de vie des ménages que pour les enquêtes de 1998 jusqu'à 2014, les données de revenus étant codées par tranches dans les millésimes précédents.

⁽²⁾ Environ 10 000 ménages métropolitains dans les enquêtes *Patrimoine* contre 40 000 dans les enquêtes *Logement*.

Figure A3-I
Évolutions des dons et héritages reçus par les propriétaires



Champ : ménages dont la personne de référence est âgée de 25 à 44 ans, hors étudiants, résidant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Patrimoine* 1998 et 2014.

Dynamisation et vulnérabilité du marché des logements occupés par leurs propriétaires aux Pays-Bas. Une analyse de 1986 à 2012

The dynamisation and subsequent vulnerability of the Dutch owner-occupied sector. An analysis of 1986-2012

Kees Dol* and Harry van der Heijden*

Résumé – Cet article analyse l'évolution de la mobilité résidentielle des propriétaires occupants néerlandais entre 1986 et 2006 puis durant la crise de 2008-2012. La décomposition d'Oaxaca-Blinder est utilisée pour distinguer les principaux facteurs des évolutions observées. Tous les ménages sont devenus plus mobiles entre 1986 et 2006, quels que soient la tranche d'âge et le type de famille, avec une augmentation plus marquée parmi les plus jeunes. Toutefois, le vieillissement des propriétaires occupants a ralenti la hausse entre 1986 et 2006, les propriétaires occupants plus âgés étant généralement moins mobiles que les plus jeunes. Si ce processus de vieillissement n'avait pas eu lieu, l'augmentation globale de la mobilité aurait été bien plus forte (environ 3.5 points de pourcentage) que le 1.4 point de pourcentage observés. Globalement, l'effet de composition reste négatif malgré une évolution qui est allée de familles traditionnelles avec enfants vers davantage de personnes célibataires et de couples sans enfants plus mobiles. Durant la crise de 2008-2012, le fort taux de mobilité résidentielle des jeunes a pris un tournant négatif. Avec leur présence renforcée parmi les propriétaires occupants, le marché néerlandais de la propriété occupante est plus vulnérable aux chocs économiques.

Abstract – This article investigates the backgrounds to changing residential mobility of Dutch owner-occupiers from 1986-2006 then in the crisis between 2008 and 2012. The Oaxaca-Blinder decomposition is used to disentangle the main factors at work. Households of all age groups and family types have become more mobile 1986-2006, with the highest increase amongst the youngest age groups. Nonetheless, ageing of owner-occupiers has dampened the growth between 1986 and 2006, because older owner-occupiers usually move less frequently than younger age groups. Had this ageing process not taken place, the overall increase in mobility would have been much higher (about 3.5 percentage points) than the 1.4 percentage point observed. The overall compositional effect remains negative despite a shift from traditional families with children towards more singles and couples without children, who are more mobile. During the crisis of 2008-2012, high residential mobility rates amongst the young age groups took a sharp negative turn. Combined with their increased presence among owner-occupiers, this implies that the contemporary Dutch owner-occupied sector is more vulnerable to economic shocks.

Codes JEL / JEL Classification: R21, R31

Mots-clés : mobilité résidentielle, occupation par les propriétaires, systèmes de logement

Keywords: residential mobility, owner-occupation, housing systems

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.

* Université de technologie de Delft, faculté d'architecture et de l'environnement (c.p.dol@tudelft.nl; h.m.h.vanderheijden@tudelft.nl)

Reçu le 12 juin 2017, accepté après révisions le 13 juin 2018
L'article en français est une traduction de la version originale en anglais.

Pour citer cet article : Dol, K. & van der Heijden, H. (2018). The dynamisation and subsequent vulnerability of the Dutch owner-occupied sector. An analysis of 1986-2012. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 139-156. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1949>

Le secteur néerlandais de la propriété occupante s'est considérablement développé au cours des trois dernières décennies, passant d'environ 45 % de l'ensemble des logements au milieu des années 1980 à près de 60 % en 2015 (Statistics Netherlands, 2016). Le début de la crise financière mondiale en 2008 a entraîné une stabilisation de la proportion de propriétaires occupants. En termes absolus, le secteur néerlandais des logements occupés par leur propriétaire a doublé entre 1986 et 2012, passant d'environ 2.1 millions à 4.2 millions de logements. En conséquence, la carrière résidentielle typique aux Pays-Bas, où les ménages changent de logement pour des biens progressivement plus grands, se déroule de plus en plus dans le secteur de la propriété occupante. Alors que dans les années 1980 le parcours traditionnel commençait par une série d'étapes dans le secteur locatif avant l'accès à la propriété, le parcours actuel commence généralement dans le secteur locatif, mais il se poursuit dans le secteur de la propriété occupante bien plus tôt dans le cycle de vie (Feijten & Mulder, 2002 ; Mulder & Wagner, 1998). Aujourd'hui, de plus en plus de ménages commencent même leur carrière résidentielle directement dans le secteur de la propriété occupante. Dans la mesure où les parcours résidentiels néerlandais se concentrent davantage sur le secteur de la propriété occupante, la composition de la population des propriétaires occupants a considérablement évolué. Alors que ce secteur était dominé par des familles avec enfants (près de 60 %) dans les années 1980, cette proportion est tombée en-dessous de 40 % en 2012. Dans le même temps, la population néerlandaise a vieilli et les nombreux baby-boomers, qui faisaient partie de la première génération de « nouveaux propriétaires de maison » dans les années 1970 et 1980 ont aujourd'hui une soixantaine d'années (voir par exemple, Blijie *et al.*, 2013 ; Helderman, 2004). Pour la plupart des baby-boomers, les enfants ont quitté le foyer familial, ce qui a également eu un impact sur la proportion de ménages sans enfants, devenue plus élevée.

Il est généralement admis que les parcours des propriétaires occupants néerlandais actuels impliquent davantage de déménagements et donc les nouvelles générations de propriétaires occupants ont des carrières résidentielles plus dynamiques. Toutefois, on peut se demander si la proportion de propriétaires occupants ayant récemment déménagé autour de 2005 est très différente de ce qu'elle était dans les années 1980. La raison d'une investigation plus approfondie vient du fait qu'à côté

de l'arrivée de ménages plus jeunes et plus mobiles dans le secteur de la propriété occupante, le vieillissement démographique a pu avoir des effets éventuels. Ainsi, le fait que les propriétaires occupants plus âgés ont moins tendance à déménager que les tranches d'âge plus jeunes risque d'avoir un impact négatif sur le pourcentage global de propriétaires occupants ayant déménagé récemment. Dans l'article, ces facteurs sont appelés « effets de composition ». Nous avançons explicitement que les changements de composition, comme le vieillissement de la population, ont potentiellement un impact négatif sur le pourcentage global de propriétaires occupants ayant déménagé récemment. Toutefois, une autre dimension importante à prendre en compte renvoie à ce que l'on appelle les « effets comportementaux »¹. Le comportement des cohortes peut évoluer au fil du temps, par exemple, les propriétaires occupants actuels (plus âgés) sont plus susceptibles d'avoir déménagé récemment que leurs équivalents des années 1980. Cela illustre le dynamisme accru dans le secteur de la propriété occupante.

Nous proposons également d'étudier une deuxième question concernant l'évolution spécifique du marché de la propriété occupante aux Pays-Bas. Comme mentionné plus haut, les ménages néerlandais actuels accèdent au secteur de la propriété occupante plus jeunes en moyenne que leurs équivalents des années 1980. Alors que ces derniers passaient habituellement une certaine période dans des logements en location avant d'acheter une maison familiale individuelle dans laquelle ils résidaient longtemps, aujourd'hui, des séjours relativement courts dans des appartements en propriété occupante ne sont pas rares chez les jeunes ménages. L'important effet de levier (prêts hypothécaires) pour les jeunes ménages est devenu une caractéristique du nouveau marché dynamique, ce qui le rend potentiellement plus vulnérable aux crises économiques que le système « traditionnel ». Cela s'explique principalement par le fait que les déménagements du début du parcours résidentiel peuvent être reportés en raison du risque lié à la dette restante (Van der Heijden *et al.*, 2011). Notre objectif est d'étudier plus en détail la vulnérabilité du système néerlandais « moderne » de la propriété occupante pendant la récente crise de 2008-2013.

1. Nous préférons ne pas parler d'« effet de génération » car il peut relever d'effets de composition, de comportements ou des deux.

L'article est structuré comme suit. La prochaine section aborde le contexte théorique du marché néerlandais typique de la propriété occupante et le compare à celui d'autres pays. Les sections suivantes présentent la méthodologie quantitative et les données utilisées, puis les résultats. Une section conclusive revient sur les principaux enseignements.

Contexte théorique

Dans cette revue de la littérature, nous proposons tout d'abord une description détaillée de la formation d'un secteur « dynamique » de la propriété occupante aux Pays-Bas, comparé au système plus « statique » dans plusieurs autres pays. Est-ce que la mobilité dans le secteur de la propriété occupante a augmenté sous l'effet des changements de comportement des propriétaires occupants ? Nous nous appuyons sur la notion de « structure de l'offre de logements », telle que développée à la fin des années 1980 pour l'analyse des évolutions du système international du logement. Nous poursuivrons avec un aperçu de la relation entre la mobilité et les caractéristiques des ménages. Cela permettra d'analyser les effets de l'évolution de la composition démographique sur la mobilité dans le secteur néerlandais de la propriété occupante. Ces analyses se basent sur les écoles de recherche qui lient la mobilité résidentielle (et la migration) à la perspective de carrière et de cycle de vie.

Le marché néerlandais de la propriété occupante dans une perspective internationale : statique vs. dynamique

Depuis le début des années 1980, les différences entre les systèmes de logement au sein du monde occidental ont éveillé l'intérêt de la communauté universitaire. Cela a conduit à des analyses comparatives détaillées des systèmes de politiques du logement (par exemple Boelhouwer & Van der Heijden, 1992), l'interprétation des différences entre régimes de logement renvoyant aux idéologies politiques nationales et aux régimes fiscaux, les contributions les plus notables étant celles de Kemeny (1992, 1995, 2006). Une autre partie des travaux de recherche s'est davantage concentrée sur l'analyse de l'offre de logements. Développée sous l'appellation d'approche de la « structure de l'offre de logement », cette lignée de recherche étudie le rôle de tous les

acteurs (sociaux) impliqués dans l'offre de logement (Ball *et al.*, 1988 ; Martens, 1990 ; Barlow & Duncan, 1994). En soi, l'approche en termes de structure de l'offre de logements a permis d'obtenir un panorama détaillé des structures politico-économiques qui financent, subventionnent et construisent les logements occupés sous différents statuts. Cela s'éloigne de l'idée selon laquelle il n'existerait pas de tendance générale en matière d'offre de logements et qu'il faudrait examiner un à un tous les systèmes nationaux. En s'appuyant sur les travaux de Ball *et al.* (1988) et de Martens (1990), Van der Heijden *et al.* (2011) présentent deux systèmes idéal-typiques de secteur de la propriété occupante. Le premier est un système avec un niveau relativement faible de mobilité. Ce système est associé à une offre de logements occupés par leur propriétaire dans laquelle les futurs occupants achètent un terrain et engagent un architecte et un promoteur pour concevoir et construire le logement ; on parle alors d'auto-construction de logement. Dans la plupart des cas, cela correspond à la construction de maisons individuelles sur une parcelle de terrain. Si le ménage a besoin de plus d'espace, un déménagement n'est souvent pas nécessaire car la maison peut être modifiée. Dans ce système, les nouvelles constructions sont principalement destinées aux primo-accédants et une grande partie du parcours résidentiel des ménages peut se faire au sein d'un seul et même logement. Par conséquent, les parcours résidentiels dans le secteur de la propriété occupante incluent seulement un ou deux déménagements. Dans ce type de marché, les logements occupés par leur propriétaire sont considérés comme des biens de consommation. Dans la mesure où la mobilité des ménages est plutôt faible et que la construction dans le secteur de la propriété occupante est largement destinée aux primo-accédants, l'influence des tendances économiques sur ce marché est relativement limitée. Un tel système d'offre de logements en propriété occupante se retrouve en Allemagne, en Belgique et en France (Barlow & Duncan, 1994 ; Van der Heijden *et al.*, 2011). Compte tenu de la relative immobilité des propriétaires occupants dans ces systèmes, Van der Heijden *et al.* (2011) parlent de systèmes « statiques » de la propriété occupante. Cependant, il est important d'insister sur le fait que cela ne signifie en aucun cas que tous les systèmes statiques sont identiques. La structure du système de propriété occupante en Belgique et en Allemagne peut être considérée comme « statique », mais le système global du logement en

Allemagne est dominé par la location dans le secteur privé et les familles accèdent à la maison individuelle de leur rêve à l'approche de la quarantaine, tandis que les ménages Belges accèdent à une maison construite individuellement (ou acquise et rénovée) bien plus jeunes.

Dans le deuxième système, le marché « dynamique » de la propriété occupante, les propriétaires occupants sont beaucoup plus mobiles, ce qui peut être lié à une forme spécifique de l'offre de logements en propriété occupante. L'offre de nouveaux logements en propriété occupante est le fait de promoteurs « spéculatifs », qui achètent les terrains, dessinent les plans, commencent la construction et vendent les logements. Ils construisent principalement pour le segment supérieur du marché, dans lequel les marges sont importantes car les consommateurs aisés ont tendance à acheter des logements plus spacieux avec des équipements et des matériaux haut de gamme. Les nouvelles constructions sont principalement achetées par des propriétaires qui quittent leur logement existant plus petit. Ainsi, grâce à une mobilité ascendante sur « l'échelle de la propriété » au sein des logements occupés par leurs propriétaires, la construction de nouveaux logements dans le segment supérieur du marché entraîne finalement la mise à disposition de logements existants pour des primo-accédants dans le segment inférieur du marché (Van der Heijden *et al.*, 2011). Ce phénomène entraîne une mobilité relativement importante et un grand nombre de transactions de logements existants en propriété occupante.

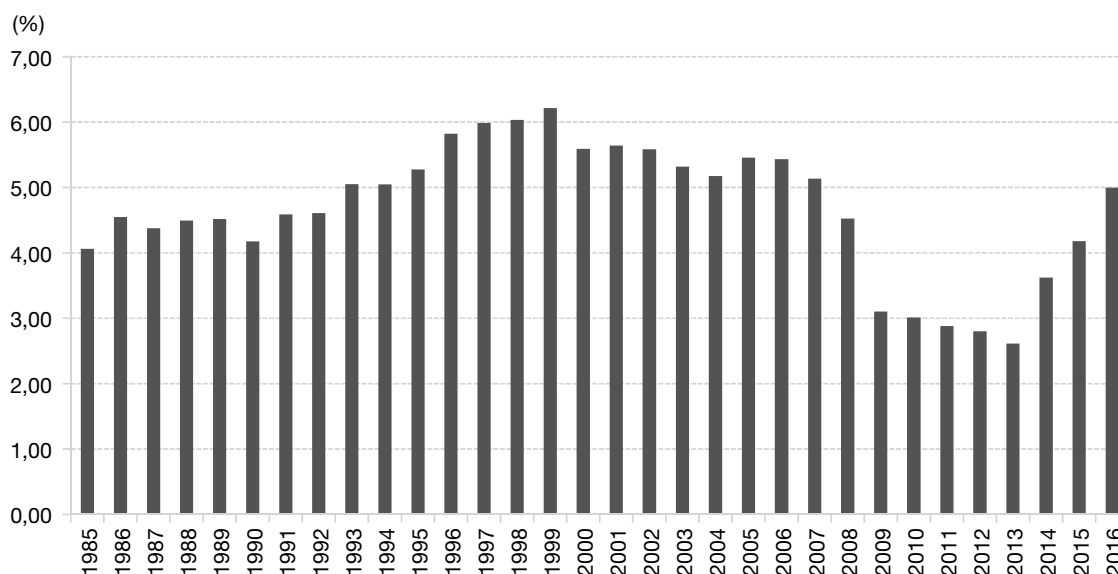
Pour Van der Heijden *et al.* (2011), il est probable qu'un secteur dynamique de propriété occupante soit sensible aux cycles économiques, car il repose sur les déménagements de ménages qui possèdent déjà un bon logement vers des biens plus grands et plus chers. En période de prospérité économique, les ménages qui ont profité de cet essor peuvent viser une progression dans les échelons de la propriété, et acquérir un nouveau logement plus grand ou plus luxueux. La hausse des prix des logements, plus précisément la perspective de nouvelles augmentations du prix des logements en propriété occupante, peut faire espérer un retour sur investissement élevé, ce qui stimule la demande pour ces biens et le nombre de transactions. En revanche, en cas de ralentissement économique, la mobilité peut être sévèrement affectée car les ménages anticipent la baisse des prix de l'immobilier et retardent leur déménagement.

Par conséquent, moins de biens sont vendus, la mobilité est réduite et finalement les prix immobiliers chutent. Cela touche en particulier le segment supérieur du marché. La baisse de la demande provenant de ménages qui auraient normalement déménagé dans de nouvelles constructions haut de gamme sur le segment supérieur du marché a un impact sur les décisions d'investissement des promoteurs immobiliers spéculatifs. La construction de logements dans le secteur de la propriété occupante diminue considérablement et les constructions restantes sont davantage destinées aux primo-accédants.

Par nature, les marchés de la propriété occupante sont dynamiques au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. Aux Pays-Bas, la formation de ce système dynamique remonte aux années 1970, alors que la prospérité économique avait permis aux nouvelles classes moyennes d'accéder à la propriété. La part de logements en propriété occupante au sein du parc immobilier néerlandais est ainsi passée de 40 % environ au milieu des années 1980 à 55 % en 2005 (Ministerie BZK, 2010). Au milieu des années 1980, point de départ de notre recherche (en raison de la disponibilité des données), les signes de dynamisme (mobilité sur l'échelle de la propriété) étaient déjà visibles et cela s'est renforcé durant les années 1990 et 2000. La période allant du milieu des années 1980 au début de la crise économique en 2008 s'est caractérisée par la croissance des prix de l'immobilier et l'augmentation du nombre de transactions de logements existants (Ministerie BZK, 2010). Cette augmentation du nombre de transactions s'explique en partie par la croissance du secteur de la propriété occupante. Et même si cette croissance se confirme par le pourcentage de logements existants en propriété occupante vendus chaque année (figure I), on constate nettement que la mobilité a augmenté depuis le milieu des années 1980 jusqu'au début de la crise économique de 2008. Elle a chuté drastiquement pendant la crise, mais le marché de la propriété occupante se remet progressivement depuis 2014.

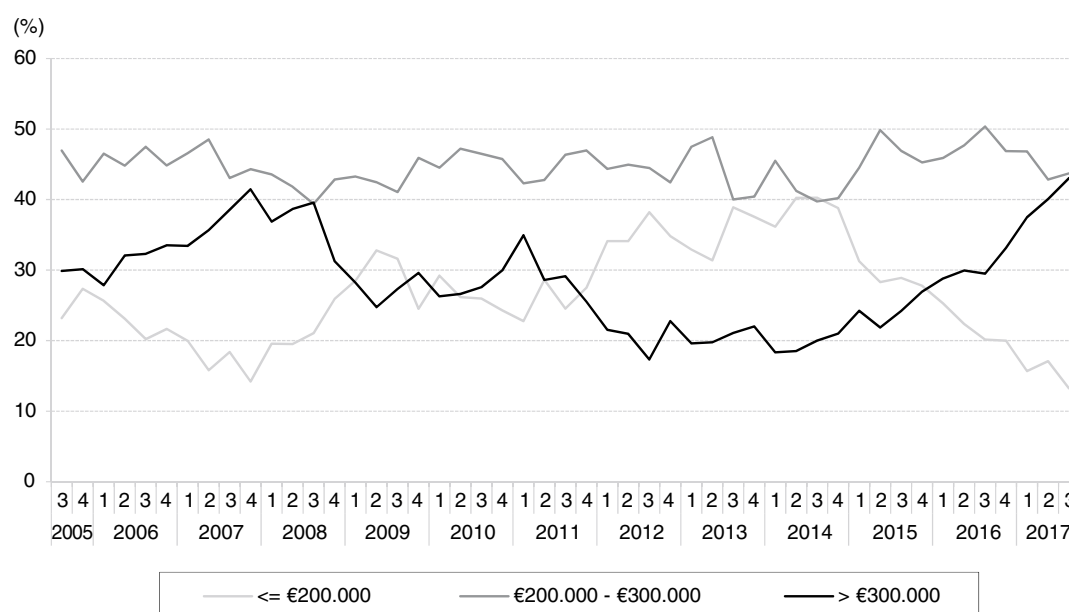
Durant la crise économique, la construction de logements aux Pays-Bas a baissé, passant de 80 000 logements environ en 2008 à moins de 50 000 en 2013 (Statistics Netherlands). Dans le secteur de la construction de logements en propriété occupante, les promoteurs immobiliers se sont détournés des constructions haut de gamme pour se concentrer sur des biens meilleur marché, destinés aux primo-accédants (figure II).

Figure I
Ventes de logements anciens occupés par leur propriétaire en proportion du parc de la propriété occupante aux Pays-Bas, 1985-2016



Source : CBS (Statistics Netherlands) ; Kadaster ; NVM ; calculs des auteurs.

Figure II
Transactions de logements nouveaux occupés par leur propriétaire par tranche de prix de vente au Pays-Bas, 2005-2017



Source : Organisme de contrôle des constructions récentes (Neprom, NVB).

Ces dernières années, la tendance s'est inversée vers plus de constructions haut de gamme.

Reste à savoir si la dynamisation du secteur néerlandais de la propriété occupante est due

aux changements de comportement des propriétaires occupants, qui seraient devenus plus mobiles avec le temps : les ménages les plus âgés se comportaient-ils différemment dans les années 1980 par rapport aux années 2000 ?

Autre question importante : la croissance et la dynamisation du secteur néerlandais de la propriété occupante sont-elles dues à un afflux de types de ménages spécifiques, plus mobiles que les familles avec enfants qui étaient les propriétaires occupants traditionnels ? Si tel est le cas, l'augmentation de la mobilité résidentielle pourrait s'expliquer par la présence renforcée de ces nouveaux groupes sur le marché de la propriété occupante. La relation entre la mobilité résidentielle et les caractéristiques des ménages est abordée dans la prochaine section.

Mobilité résidentielle et parcours de vie

Durant les deux dernières décennies, les chercheurs ont accumulé un vaste corpus de travaux consacrés à la mobilité résidentielle. Depuis le début des années 1990, la littérature sur la mobilité résidentielle utilise la notion sociologique de parcours de vie (voir par exemple Mulder, 1993 ; Mulder & Hooimeijer, 1999 ; Feijten & Mulder, 2002). Les événements et changements de composition des ménages, les carrières professionnelles et les parcours résidentiels sont très étroitement liés. Alors que les carrières professionnelles et les parcours résidentiels traditionnels étaient facilement prévisibles après-guerre, ils se sont fragmentés au cours des dernières décennies et cela se traduit par des parcours résidentiels plus diversifiés (Beer & Faulkner, 2011). Malgré cette fragmentation, il est toujours possible aujourd'hui d'identifier un certain nombre de ménages et de parcours résidentiels relativement standard, même si on observe également beaucoup plus de trajectoires variées au niveau individuel. Par exemple, Clark *et al.* (2003), sur la base de données longitudinales pour les États-Unis, ont constaté que près de 75 % des parcours résidentiels pouvaient être classés selon 11 trajectoires-type, les 25 % restants étant beaucoup plus diversifiés. Des études comparables n'ont pas été réalisées aux Pays-Bas, du fait du manque de données longitudinales sur le long terme, mais un ensemble important de recherches basées sur des données transversales montre très nettement que la propension à déménager varie en fonction des caractéristiques des ménages. Si la composition démographique, c'est-à-dire les caractéristiques des ménages de propriétaires occupants, évolue, cela peut en partie expliquer les changements de mobilité résidentielle. L'évolution de la mobilité des propriétaires occupants s'explique-t-elle par de tels « effets de composition » ? Dans

le cas des Pays-Bas (et d'autres pays), les principaux résultats mettent en évidence une relation négative entre l'âge et la propension à déménager. Par ailleurs, des liens apparaissent aussi entre mobilité résidentielle et configurations familiales. La littérature montre ainsi que les ménages formés de couples avec enfants sont souvent moins susceptibles de déménager car ils sont dans une phase stable de leur parcours de vie (voir par exemple Helderman *et al.*, 2004). Dans ces ménages, les décisions de mobilité résidentielle impliquent tous les membres de la famille, notamment le conjoint. Ces décisions sont beaucoup plus simples à prendre pour les personnes vivant seules. Le revenu du ménage constitue également un facteur important de la mobilité résidentielle. Pour les ménages qui souhaitent déménager dans un logement plus grand dans le secteur de la propriété occupante, avoir des revenus suffisants est une condition essentielle. Il y a également une relation théorique entre les niveaux d'éducation et la propension à déménager. Les ménages avec un niveau d'éducation élevé peuvent avoir un champ de recherche géographique plus large car leur champ de recherche d'emploi est lui aussi plus large, alors que les opportunités peuvent être plus rares pour certains emplois spécialisés (Green & Shuttleworth, 2015).

Aux Pays-Bas, l'accession à la propriété a progressé et une plus grande partie des parcours résidentiels des ménages se déroule désormais dans le secteur de la propriété occupante. De nombreuses personnes jeunes et célibataires vivent dans des appartements dont elles sont propriétaires plutôt que locataires. De plus, les seniors qui quittent une (grande) maison familiale individuelle vivent eux aussi maintenant dans des appartements dont ils sont propriétaires. Compte tenu de l'évolution de la propension à déménager en fonction des caractéristiques des ménages, la transformation démographique de ces dernières décennies dans le secteur de la propriété occupante peut très bien avoir influencé également la mobilité résidentielle du secteur.

Comme Cooke (2011), nous analyserons les effets de composition et de comportement sur la mobilité résidentielle des propriétaires néerlandais sur une longue période. Puis nous nous pencherons sur le court terme et analyserons les mécanismes qui ont conduit au déclin significatif de la mobilité au sein du marché du logement « dynamique » néerlandais durant la dernière crise.

Méthodologie

Le premier objectif de cet article est d'analyser dans quelle mesure les parcours résidentiels plus dynamiques des nouvelles générations néerlandaises qui ont accédé au secteur de la propriété occupante se traduisent par une augmentation significative du nombre de déménagements récents (c'est-à-dire dans les 2 années précédant l'année observée) parmi la population totale des propriétaires occupants. Comme indiqué dans l'introduction, des effets de composition et de comportement sont en jeu. Tandis que l'arrivée de ménages plus « dynamiques » (comme les jeunes au début de leur parcours résidentiel) peut avoir entraîné une grande part des déménagements récents parmi la population des propriétaires occupants, le vieillissement démographique d'un grand nombre de propriétaires occupants peut avoir eu un effet défavorable. C'est ce que l'on appelle les effets de composition. Le deuxième facteur essentiel susceptible d'influencer la proportion de ménages ayant déménagé récemment est lié aux changements de comportements. Par exemple, les cohortes de ménages les plus âgés des années 1980 peuvent avoir été moins mobiles que leurs équivalents « modernes » du début des années 2000. En outre, les ménages plus jeunes ayant déménagé récemment dans le secteur de la propriété occupante font souvent le choix de vivre pour une courte période dans un appartement, tandis que leurs équivalents des années 1980 achetaient généralement une maison familiale individuelle avec l'intention d'y rester de nombreuses années.

La méthode de décomposition « Oaxaca-Blinder » est très souvent utilisée en économie pour dissocier les effets de composition et de comportements. Cette méthode a été conçue pour analyser les différences de salaire en fonction du genre ou de la couleur de peau sur la base de données microéconomiques (Blinder, 1973 ; Oaxaca, 1973). Elle peut également être utilisée pour étudier des changements dans le temps, avec des données microéconomiques transversales à deux moments distincts. Naturellement, ces moments doivent être suffisamment espacés car, bien souvent, la structure d'une population ne change pas considérablement sur de courtes périodes, ni même sur une décennie. Au cours des quatre dernières décennies, les instituts de statistique de plusieurs pays ont accumulé de nombreuses bases de données microéconomiques transversales sur le logement et de la mobilité résidentielle. Cela permet de mener des analyses sur

une période plus longue. Citons, par exemple, une analyse des tendances migratoires de longue distance aux États-Unis (Cooke, 2011) ou du changement des statuts d'occupation des logements en Nouvelle Zélande (Bourassa & Shi, 2017), mais ce genre d'étude reste rare. En revanche, la méthode Oaxaca-Blinder a un inconvénient : elle est uniquement adaptée à des données microéconomiques et ne permet pas d'inclure d'effets externes du contexte macro comme les variations du PIB ou des taux d'intérêt². Cela peut poser un problème car des différences de contexte entre deux années de données transversales peuvent perturber les résultats en ce qui concerne la composante comportementale. Par exemple, comparer les données à une date A correspondant à un boom économique à celles d'une date B pendant un ralentissement économique rendra problématique l'identification de la tendance à long terme de la mobilité résidentielle (débarassée de l'effet de facteurs externes). Ainsi, nous devons soigneusement sélectionner deux bases de données élaborées à des moments comparables en termes de situation économique globale (encadré).

Comme indiqué précédemment, le deuxième objectif de cette étude est d'explorer en détail la vulnérabilité du secteur contemporain de la propriété occupante néerlandais face à la crise (Van der Heijden *et al.*, 2011). Nous comparerons ici des données transversales du milieu des années 2000 à la période qui a suivi le début de la crise. La composition de la population n'ayant pas considérablement évolué pendant ce laps de temps, la comparaison de deux modèles de régression séparés peut être considérée comme suffisante pour déterminer quels types de ménages ont été les plus touchés en termes de mobilité résidentielle.

Intéressons-nous maintenant plus en détail à la méthode de décomposition « Oaxaca-Blinder ». Comme indiqué, nous allons analyser la proportion de propriétaires occupants ayant déménagé dans les deux dernières années. Cette proportion est notée Y . Nous souhaitons distinguer, dans l'écart entre les proportions ayant déménagé au cours des deux dernières années entre 1986 et 2006, ce qui est associé à des changements de composition de la population des propriétaires occupants et/ou ce qui vient de changements de leurs comportements. Y est estimé séparément pour 1986

2. Cela sera plus clair une fois la méthode expliquée.

et 2006 ; X est un vecteur de caractéristiques observables (structure par tranche d'âge, type de ménage et revenu), β correspond au vecteur des coefficients estimés, c'est-à-dire l'effet de caractéristiques données sur le fait d'avoir déménagé (analysé comme étant associé au comportement).

Entre 1986 et 2006, la différence de la probabilité estimée d'avoir déménagé peut être écrite comme suit :

$$\bar{Y}_{2006} - \bar{Y}_{1986} = (\alpha + \hat{\beta}\bar{X})_{2006} - (\alpha + \hat{\beta}\bar{X})_{1986}$$

Sans entrer dans les détails mathématiques, la forme finale de la décomposition de Oaxaca-Blinder est la suivante (voir Jann, 2008) :

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{2006} - \bar{Y}_{1986} = & (\bar{X}_{2006} - \bar{X}_{1986})\hat{\beta}_{1986} \\ & + \bar{X}_{1986}(\hat{\beta}_{2006} - \hat{\beta}_{1986}) \\ & + (\bar{X}_{2006} - \bar{X}_{1986})(\hat{\beta}_{2006} - \hat{\beta}_{1986}) \end{aligned}$$

Le premier terme correspond à l'effet de composition, où les effets des changements de structure de la population (composition) sont calculés en gardant les comportements (paramètres β) constants. Le second terme représente l'effet comportemental, c'est-à-dire l'effet des changements des paramètres β , calculé en gardant la structure de la population constante. Le troisième terme correspond aux effets d'interaction, en d'autres termes, cette partie permet de montrer l'association entre

ENCADRÉ – Données et variables

Depuis 1981, l'institut national néerlandais de la statistique (Statistics Netherlands) réalise tous les 3 à 4 ans une enquête sur le logement (Enquête nationale sur la demande de logement, *WBO*, avant 2006, puis Enquête néerlandaise sur le logement, *WoON*). Les données fournissent des informations détaillées sur les caractéristiques des ménages et des logements. Elles contiennent également des informations sur les anciens logements des nouveaux propriétaires et identifient les ménages souhaitant déménager ainsi que leurs préférences en termes de logement. Les données sont issues d'enquêtes réalisées auprès des ménages, mais depuis 2006, des informations sont ajoutées en provenance de sources administratives ; cela a permis d'améliorer l'information relative au revenu des ménages mais pose aussi quelques problèmes de comparaison avec les anciennes bases de données. La taille des échantillons a varié d'un minimum de 54 341 observations (en 1990) à un maximum de 117 569 observations (en 1998).

La première partie de l'analyse vise à dissocier les effets de composition et de comportement sur la mobilité résidentielle des propriétaires sur moyen-long terme. Ici, il s'agit ici de trouver deux années comparables en termes de conjoncture économique (voir la section sur la méthodologie). Nous sommes conscients qu'il est impossible de trouver une adéquation parfaite en termes de cycle économique. Cependant, nous estimons que le contexte économique est tout à fait comparable entre les données de 1986 et de 2006. Au cours des deux périodes, l'économie néerlandaise (et les prix des logements) se remettaient d'un déclin économique et la croissance du PIB a atteint des niveaux compris entre 2 et 3 %.

La notion de « déménagements récents » à laquelle nous faisons référence dans l'article correspond aux

déménagements survenus au cours des deux dernières années pour les ménages propriétaires-occupants au moment d'une enquête. Ainsi, pour les données de 1986, les déménagements résidentiels ont eu lieu en 1984-1985 ; pour les données de 2006, il s'agit des déménagements survenus en 2003-2004 parce que l'année 2005 n'était pas entièrement couverte.

Pour la deuxième partie, la sélection était moins compliquée. Nous utilisons les données de 2006 et nous les comparons avec les données de 2012, lorsque la crise économique a provoqué un recul très net du nombre de transactions immobilières dans le secteur de la propriété occupante (voir également Van der Heijden *et al.*, 2011).

On retient pour l'analyse les principales caractéristiques des ménages qui, selon la littérature, ont régulièrement des effets significatifs (âge, type de ménage, revenu) sur la mobilité. Nous utilisons les groupes d'âge plutôt que la variable continue (l'âge du chef de ménage) parce qu'elle peut être plus informative sur le comportement des cohortes dans le temps. Pour le revenu des ménages, nous avons le problème du changement de nature des données en 2006 (passage du déclaratif à des données administratives). Par conséquent, nous avons construit des quintiles de revenu (basés sur la répartition du revenu de l'ensemble de la population des ménages) plutôt que d'utiliser les valeurs détaillées du revenu. Cela permet également d'éviter d'avoir à ajuster pour l'inflation. De plus, la base de données de 1986 ne fournit que les revenus nets des ménages, tandis que les bases de données ultérieures contiennent les revenus disponibles. Il faut donc utiliser avec prudence l'information sur les revenus, mais l'utilisation des quintiles améliore grandement la comparabilité.

les changements de structure de la population et les changements de comportement. Néanmoins les interactions peuvent être relativement complexes à interpréter dans ce type de modèles. Ainsi, une première étape consiste à analyser la pertinence des effets d'interaction. S'ils ne sont pas pertinents (ce qui est souvent le cas), il convient de continuer avec un modèle sans terme d'interaction.

Par ailleurs, nous estimons un modèle de probabilité linéaire plutôt qu'un modèle de régression logistique fréquemment utilisé. De nombreux chercheurs privilégient la régression logistique car cela permet d'éviter que les résultats estimés avec des variables dépendantes continues ne rentrent pas dans la dichotomie 0 ou 1. Mais un recours à des modèles logistiques dès lors que la variable dépendante est une variable binaire est de plus en plus discuté (voir par exemple Hellevik, 2009). Le principal avantage du modèle de probabilité linéaire réside dans sa facilité d'interprétation, ce qui est très intéressant dans notre cas basé sur des données transversales, avec la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder qui produit des résultats complexes avec à la fois des effets de composition et de comportement.

L'inconvénient principal du modèle de probabilité linéaire est que la variance est liée à la valeur de la (ou des) variable(s) indépendante(s). Cela entraîne de l'hétéroscédasticité qui peut biaiser les écarts-types et les p-values. Bien que nous nous intéressions principalement aux profils des coefficients et que nous ne cherchions pas à obtenir un modèle pour la construction de scénarios ou comme contribution à d'autres modèles, il faut cependant connaître la précision des coefficients calculés et leur significativité statistique. Dans tous les cas, l'hétéroscédasticité n'a pas d'effet sur les coefficients estimés, mais les tests de significativité pourraient être affectés (voir par exemple Hellevik, 2009). Une méthode classique pour traiter l'hétéroscédasticité consiste à construire des pondérations (donner un poids plus important pour les petites valeurs prédites et vice versa) et à effectuer une régression des moindres carrés pondérés (MCP). L'inconvénient est que ces poids modifient potentiellement les coefficients du modèle original. Notre approche consiste à estimer des modèles MCP³ afin d'analyser si les valeurs significatives estimées ne sont pas trop influencées par l'hétéroscédasticité ; nous le mentionnerons si tel est le cas.

Enfin, nous utilisons un modèle de déviation pour les variables catégorielles. En effet, avec des variables catégorielles, une des catégories doit être omise (la référence) pour éviter la colinéarité. Or le choix de la référence peut affecter l'estimation des effets de comportement dans la décomposition détaillée Oaxaca-Blinder (cf. Jann, 2008). L'emploi d'un modèle de déviation (où la somme des coefficients est contrainte à zéro et les coefficients sont exprimés en déviation de l'effet moyen) permet d'éviter cela.

Résultats

Comme indiqué dans l'introduction, le pourcentage de propriétaires occupants a considérablement augmenté depuis les années 1980 (tableau 1). Le secteur locatif a chuté en valeur relative mais est resté stable en valeur absolue à 3 millions de logements. L'augmentation de la part de logements occupés par leur propriétaire s'explique principalement par un changement de politique, passée d'un important soutien au secteur locatif (social) via des programmes de construction de grande ampleur, à un soutien plus orienté vers les propriétaires occupants. Tandis que l'on a pratiquement mis fin aux subventions à la construction et à l'exploitation de logements locatifs dans les années 1990, les propriétaires occupants ont, eux, bénéficié d'allègements fiscaux très généreux sur les intérêts hypothécaires payés. Dans ces conditions, le secteur locatif privé, qui ne bénéficiait d'aucun soutien gouvernemental, n'a pas été considéré comme une option intéressante par de nombreux ménages. En outre, l'évolution des préférences des ménages, due à la prospérité croissante, s'est axée davantage sur des maisons familiales individuelles avec jardin. Au cours de la dernière décennie, les gouvernements néerlandais ont considérablement limité l'accès au secteur locatif social (abordable) car ils craignaient que cela ne déséquilibre la concurrence entre les différents acteurs du marché, en particulier ceux qui investissent dans le locatif privé. En parallèle, il y a toujours un déséquilibre important entre le secteur locatif privé non subventionné et le secteur de la propriété occupante largement stimulé financièrement, ce qui pousse de nombreux ménages à devenir propriétaires.

Dans la mesure où notre principal objectif est d'analyser l'évolution de la proportion

3. La base de données inclut déjà une variable de pondération.

de propriétaires occupants ayant déménagé récemment, nous commençons par donner un aperçu de celle-ci. Dans l'ensemble, comme le montre le tableau 2, le pourcentage de propriétaires-occupants ayant déménagé récemment a augmenté entre 1986 et 2006, mais il n'est pas devenu considérablement plus élevé. Sur le court terme, pour lequel on analysera la sensibilité du secteur néerlandais de la propriété occupante à une crise (du logement), le principal indicateur du tableau 2 est plutôt simple à comprendre. Le pourcentage de déménagements récents dans le secteur de la propriété occupante a chuté de près de 30 %. En réalité, la chute est plus importante si on se réfère aux niveaux des transactions au paroxysme du boom immobilier de 2007 (figure III).

Première étape vers la décomposition de Blinder-Oaxaca, le tableau 3 apporte des informations sur les changements de composition de la population des propriétaires occupants. Comme mentionné dans l'introduction, la dominance de familles traditionnelles avec enfants s'est considérablement réduite en faveur des personnes vivant seules, des couples sans enfant et des familles monoparentales. Le vieillissement de la population néerlandaise entre 1986 et 2006 apparaît également dans les données sur les propriétaires occupants.

En ce qui concerne la distribution des revenus dans le secteur de la propriété occupante, les années 1986 et 2006 présentent une différence frappante. Dans l'ensemble, l'accession à la propriété est plus importante au sein des classes moyennes (quintiles 3 et 4), tandis que le quintile le plus bas enregistre un net recul. Cependant, il faut souligner que la part de propriétaires occupants a augmenté dans tous les types de ménages, à l'exception du quintile de revenu le plus bas. Ainsi, elle est passée d'environ 35% à près de 50 % pour les jeunes ménages (20-34 ans), et de 50 % environ à 60 % et plus pour les tranches d'âge de 35 et 65 ans. Il en va de même pour les personnes vivant seules et les familles monoparentales – qui ont relativement moins de chances de devenir propriétaires (environ 33 %), mais ce pourcentage a nettement augmenté – et pour les autres types de ménages : aujourd'hui une très grande majorité de couples (65 %) et de couples avec enfants (75 %) sont propriétaires occupants.

Bien que nous ayons soutenu plus haut que beaucoup de jeunes (dynamiques) s'étaient orientés vers la propriété occupante, augmentant ainsi potentiellement la proportion de déménagements récents, la proportion de jeunes dans l'ensemble de la population des propriétaires occupants a diminué. En réalité,

Tableau 1
Statut d'occupation des logements des ménages néerlandais

(En %)

	1986	2006	2012
Propriétaires occupants	43	56	59
Locataires	57	44	41
Total	100	100	100
Total (unités)	5 284 747	6 800 576	7 140 758

Champ : ménages vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986, WoON 2006 et 2012 ; calculs des auteurs.

Tableau 2
Ménages ayant déménagé récemment (au cours des deux années précédentes)

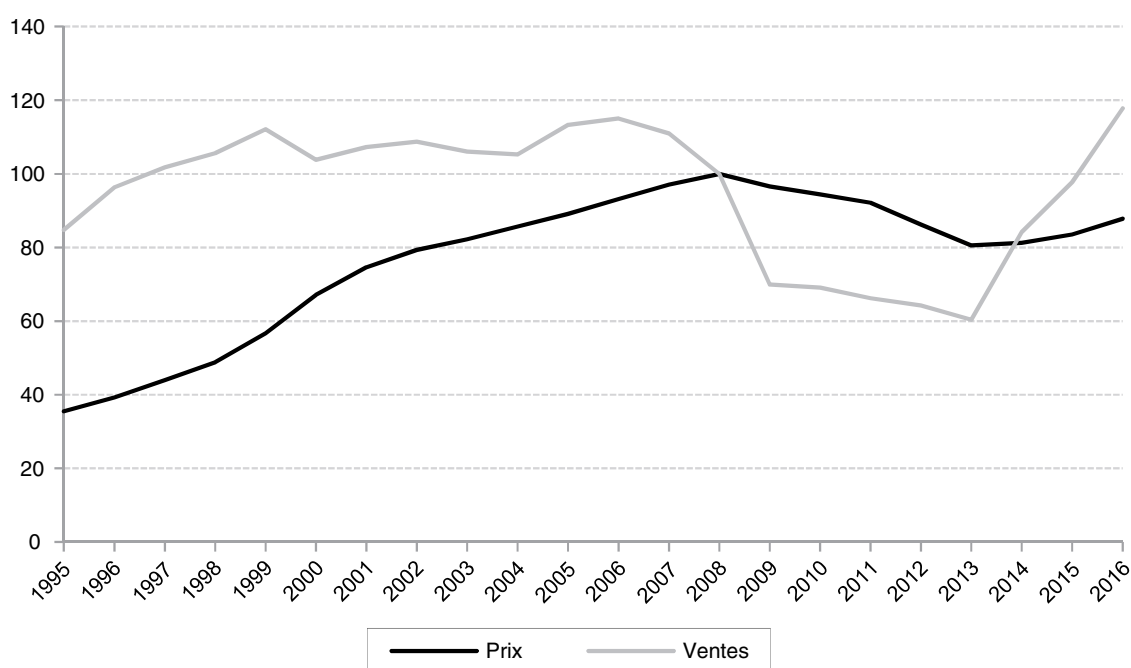
(En %)

	1986	2006	2012
Dans le secteur des logements occupés par leur propriétaire	10.7	12.1	8.5
Dans le secteur locatif	19.6	15.7	19.1
Total	15.8	13.7	12.8

Champ : ménages vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986, WoON 2006 et 2012 ; calculs des auteurs.

Figure III
Indice du prix des logements et transactions aux Pays-Bas (base 100 en 2008), 1995-2016



Source : CBS (Statistics Netherlands).

les vastes cohortes de ménages qui avaient de 35 à 44 ans dans les années 1980 (dont les baby-boomers) sont aujourd'hui une population vieillissante et représentent la majeure part des propriétaires occupants de la tranche d'âge 55-64 ans. En outre, on observe désormais une part beaucoup plus élevée de familles « non traditionnelles », susceptibles d'être plus mobiles. En revanche, les couples (sans enfants) et les personnes vivant seules font de plus en plus partie des tranches d'âge supérieures à 55 ans dont les enfants ont quitté le foyer familial, qui sont généralement moins mobiles. Ces changements globaux de structure de la population des propriétaires occupants sont donc des facteurs de composition qui peuvent aider à comprendre comment la mobilité résidentielle a évolué parmi les propriétaires occupants. Les changements comportementaux, qui ne sont pas pris en compte ici, seront examinés dans la partie suivante.

Analyse de l'évolution de la mobilité entre 1986 et 2006

Les résultats de la décomposition de Blinder-Oaxaca de l'évolution globale des propriétaires

occupants ayant déménagé récemment peuvent être quelque peu difficiles à interpréter sans information sur les changements de comportement selon différentes caractéristiques des ménages. Pour appréhender ces changements comportementaux par caractéristiques des ménages, nous avons utilisé des modèles de régression linéaire séparés estimant la probabilité de déménager par caractéristiques de ménages pour les années 1986 et 2006. Rappelons qu'il s'agit d'un modèle de déviation, où la somme des coefficients des catégories par variable est égale à zéro. Les principaux changements sont présentés dans le tableau 4. Globalement, les résultats des régressions confirment une relation négative entre l'âge et la propension à déménager. Les résultats confirment également que les ménages sans enfant sont plus susceptibles de déménager. En ce qui concerne les revenus, il ne se dégage pas de profil net et les coefficients ne sont pas significatifs. Ces résultats confirment les hypothèses du cadre théorique : une évolution à la faveur des ménages non traditionnels (sans enfants) dans le secteur de la propriété occupante a potentiellement un impact positif sur le niveau de mobilité globale des propriétaires occupants,

Tableau 3
Caractéristiques des ménages propriétaires occupants néerlandais

(En %)

	1986	2006	2012
<i>Type de ménage</i>			
Personne seule	15	20	22
Couple (sans enfants)	25	35	35
Couple avec enfants	57	41	39
Parent isolé	3	4	4
Total	100	100	100
<i>Tranche d'âge</i>			
20-34	22	16	14
35-44	30	27	23
45-54	21	25	26
55-64	18	20	24
65-75	9	12	13
Total	100	100	100
<i>Quintile de revenu</i>			
Quintile 1 (le plus bas)	12	7	6
Quintile 2	13	13	14
Quintile 3	19	20	22
Quintile 4	24	28	27
Quintile 5 (le plus élevé)	32	32	31
Total	100	100	100
Total des propriétaires-occupants	2 132 316	3 778 335	4 214 420

Note : les quintiles de revenu sont mesurés sur la distribution des revenus de l'ensemble des ménages.

Champ : ménages vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986, WoON 2006 et 2012 ; calculs des auteurs.

tandis que le vieillissement démographique a plutôt un impact négatif.

En comparant les coefficients estimés pour chacune des deux années, on remarque une augmentation générale de la probabilité qu'un déménagement ait eu lieu au cours des deux dernières années pour pratiquement toutes les caractéristiques des ménages. Cette augmentation est observable dans le changement relativement important de la constante, qui n'est pas « compensé » par des changements de la plupart des paramètres associés aux caractéristiques des ménages. La probabilité de déménager a pu baisser pour certaines combinaisons de caractéristiques (par exemple l'association de la tranche d'âge 65-75 ans et du type de ménage personne vivant seule) mais pour la plupart des profils de ménages une augmentation est visible.

Comme indiqué précédemment, le principal problème des modèles de probabilité linéaire

réside dans le risque d'obtenir des résultats non réalistes de probabilité inférieure à 0 ou supérieure à 1. Le tableau 4 montre qu'un tel résultat est possible pour certains profils de ménages, mais qu'ils sont, en réalité, relativement rares. En outre, des estimations alternatives avec des modèles de régression logistique ont donné des profils comparables en termes de niveau des coefficients et de significativité. Pour une vérification supplémentaire, les principaux résultats de la décomposition linéaire de Oaxaca-Blinder seront comparés à ceux de la décomposition logit comme le suggère Fairlie (2005).

Après ces premières indications sur les facteurs qui ont pu contribuer à l'évolution de la mobilité (propriétaires occupants ayant déménagé récemment), nous abordons maintenant les résultats de la décomposition Oaxaca-Blinder. Selon le modèle, la probabilité estimée de déménager est de 10.25 % en 1986 et passe à 12.63 % en 2006, et cette

Tableau 4

Régression linéaire de la probabilité d'avoir déménagé au cours des deux dernières années

	1986		2006		1986-2006
	Paramètre β	p-value*	Paramètre β	p-value*	Différence des coefficients
20-34	0.166	0.000	0.245	0.000	0.079
35-44	0.023	0.000	0.038	0.000	0.015
45-54	- 0.033	0.000	- 0.051	0.000	- 0.017
55-64	- 0.070	0.000	- 0.106	0.000	- 0.037
65-75	- 0.086	-	- 0.126	-	- 0.040
Personne seule	0.041	0.000	0.015	0.001	- 0.026
Couple (sans enfants)	0.027	0.000	0.035	0.000	0.008
Couple avec enfants	- 0.046	0.000	- 0.048	0.000	- 0.002
Parent isolé	- 0.022		- 0.002		0.019
Quintile 1	- 0.016	0.024	- 0.007	0.269	0.009
Quintile 2	0.005	0.375	0.006	0.173	0.001
Quintile 3	- 0.011	0.026	- 0.004	0.268	0.007
Quintile 4	0.002	0.675	- 0.006	0.079	- 0.008
Quintile 5	0.020	-	0.011	-	- 0.009
Constante	0.100	0.000	0.136	0.000	0.036
F	143.477	0.000	401.269	0.000	-
R2	0.092	-	0.126	-	-
N	19 855	-	26 779	-	-

Note : Les niveaux de significativité doivent être pris avec prudence dans les modèles de probabilité linéaires (en raison de l'hétéroscédasticité). Les résultats d'estimations MCP alternatives (non reportés) montrent que le type de ménage pourrait ne pas être significatif. Précisons qu'avec le modèle de déviation, les coefficients de la dernière catégorie sont calculés séparément pour chaque variable catégorielle (la somme des coefficients étant égale à zéro).

Champ : ménages propriétaires occupants vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986 et WoON 2006 ; calculs des auteurs.

hausse est significative (tableau 5). La décomposition montre que les changements de composition dans la population des propriétaires occupants ont eu un impact négatif sur la probabilité de déménager. Cela confirme les hypothèses avancées à l'examen du tableau 3. L'effet comportemental est positif et explique l'augmentation globale de la probabilité de déménager pour les propriétaires occupants néerlandais⁴. Cela confirme également les profils identifiés avec le tableau 4. Une comparaison de ces résultats avec ceux d'une décomposition logistique (Fairlie) produit des résultats globaux similaires, avec un paramètre négatif de - 1.15 % pour la partie composition et + 3.57 % pour la partie comportementale.

Ces premiers résultats sont approfondis maintenant avec la décomposition Oaxaca-Blinder détaillée, où les effets sont calculés pour chaque caractéristique individuelle (tableau 6). Globalement, le vieillissement démographique a un impact négatif sur la probabilité d'avoir déménagé récemment (- 0.0236, tous

âges confondus). Le constat est le même pour toutes les tranches d'âge, ce qui est cohérent avec les évolutions vues au tableau 3 sur les changements de composition. Bien qu'une part importante des jeunes se tourne vers la propriété, le pourcentage de propriétaires occupants jeunes, et plus mobiles, a nettement chuté. Cela a un impact négatif sur la proportion globale de propriétaires occupants ayant déménagé récemment, car les jeunes propriétaires occupants sont plus susceptibles de déménager que leurs équivalents plus âgés (cf. tableau 4). L'impact négatif du vieillissement démographique sur la mobilité résidentielle est partiellement compensé par un impact positif de l'évolution des caractéristiques des ménages (+ 0.0116). Cela provient principalement du relatif déclin des couples avec enfants. On confirme ici l'hypothèse générale selon laquelle la moindre dominance des

4. Comme indiqué dans la section méthodologie, nous avons d'abord estimé un modèle de décomposition avec effets d'interaction (troisième terme de l'équation « Blinder-Oaxaca »). Ce modèle n'apporte qu'une faible valeur ajoutée.

foyers traditionnels « immobiliers » dans le secteur de la propriété occupante a conduit à une augmentation globale de la mobilité. En ce qui concerne les quintiles de revenu, les effets de structure sont principalement non significatifs.

Nous abordons maintenant les effets comportementaux. Tout d'abord, la constante indique une tendance générale à la hausse de la mobilité (+ 0.0359). Les coefficients par caractéristique des ménages indiquent que les variations autour

Tableau 5
Décomposition Oaxaca-Blinder de la probabilité d'avoir déménagé au cours des deux dernières années en 1986 vs. 2006 (effets globaux)

	Probabilité de déménager (%)	Écart-type	p-value
Estimation 1986	10.25	0.00236	0.000
Estimation 2006	12.63	0.00248	0.000
Différence (en points de %)	2.38	0.00342	0.000
<i>Décomposition du changement</i>			
Composition (structure)	- 1.19	0.00142	0.000
Comportement	3.57	0.00354	0.000

Note de lecture : la différence de 2.38 points de pourcentage de la probabilité estimée de déménager entre 1986 et 2006 se compose d'un effet négatif des changements de structure de la population (- 1.19 pp) et d'un effet positif des changements de comportement (3.57 pp).

Champ : ménages propriétaires occupants vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986 et WoON 2006 ; calculs des auteurs.

Tableau 6
Décomposition Oaxaca-Blinder de la probabilité d'avoir déménagé au cours des deux dernières années en 1986 vs. 2006 (effets détaillés)

	Effets de composition $(\bar{X}_{2006} - \bar{X}_{1986})\hat{\beta}_{1986}$		Effets comportementaux $\bar{X}_{1986}(\hat{\beta}_{2006} - \hat{\beta}_{1986})$	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
20-34	- 0.0144	0.00	0.0149	0.00
35-44	- 0.0013	0.00	0.0044	0.03
45-54	- 0.0019	0.00	- 0.0039	0.00
55-64	- 0.0044	0.00	- 0.0065	0.00
65-75	- 0.0015	0.00	- 0.0047	0.00
Total âge	- 0.0236	-	0.0041	-
Personne seule	0.0011	0.00	- 0.0038	0.02
Couple (sans enfants)	0.0033	0.00	0.0023	0.25
Couple avec enfants	0.0072	0.00	- 0.0010	0.82
Parent isolé	0.0000	0.34	0.0007	0.16
Total type de ménage	0.0116	-	- 0.0018	-
Quintile 1 (min)	0.0002	0.29	0.0009	0.31
Quintile 2	- 0.0001	0.23	0.0002	0.87
Quintile 3	- 0.0001	0.11	0.0014	0.33
Quintile 4	- 0.0001	0.32	- 0.0022	0.21
Quintile 5 (max)	0.0001	0.13	- 0.0028	0.18
Total revenu	0.0001	-	- 0.0026	-
Constante	-	-	0.0359	0.00
Total*	- 0.0119	0.00	0.0357	0.00

Note : cf. tableau 4.

Champ : ménages propriétaires occupants vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986 et WoON 2006 ; calculs des auteurs.

de cette constante sont plutôt faibles, ce qui signifie que la proportion de personnes ayant déménagé récemment a globalement augmenté. Bien que notre analyse ne permette pas de distinguer les nouveaux entrants (primo-accédants) des ménages qui étaient déjà présents dans le secteur, cette hausse générale indique clairement la formation d'échelons de la propriété, où les ménages déménagent vers des logements plus grands et, en vieillissant, redéménagent vers un appartement. La valeur particulièrement élevée du coefficient estimé pour la tranche d'âge la plus jeune conforte également l'idée générale selon laquelle les jeunes ménages entrent dans le secteur en étant plus jeunes et déménagent beaucoup plus fréquemment au sein du secteur au cours de cette phase du cycle de vie. Le seul paramètre pour lequel on observe une moindre augmentation (en gardant à l'esprit la constante) concerne les ménages composés d'une seule personne. Bien que l'âge et le revenu soient contrôlés, cela pourrait être le signe d'une plus grande hétérogénéité au sein de la population des ménages composés d'une seule personne, qui ne sont pas seulement des jeunes avec des revenus modestes mais de plus en plus des seniors. En ce qui concerne les revenus, l'évolution n'est significative pour aucun des quintiles.

Dans une analyse préliminaire, nous avons également estimé un modèle avec effets d'interaction $(\bar{X}_{2006} - \bar{X}_{1986})(\hat{\beta}_{2006} - \hat{\beta}_{1986})$, mais cela n'a pas permis de dégager d'éléments supplémentaire. Au plus, l'interaction entre le pourcentage (en baisse) des jeunes ménages (20-34 ans) et l'augmentation importante de la mobilité apparaît significative, mais aucune conclusion ne peut en être tirée en termes de causalité. Le fait que la proportion générale de jeunes propriétaires occupants chute est lié au vieillissement démographique, tandis que l'augmentation de la mobilité est « simplement » liée, comme nous l'avons déjà dit, à une arrivée précoce dans le secteur et à plus de déménagements.

Une dernière remarque doit être faite en ce qui concerne les effets comportementaux de la plus jeune tranche d'âge (20-35 ans). L'effet comportemental positif présenté dans le tableau 6 pour cette tranche d'âge est lié à une arrivée précoce sur le secteur de la propriété occupante et à une probabilité plus grande de déménager au sein du même secteur avant l'âge de 35 ans. Si l'âge d'arrivée dans le secteur et la probabilité de déménager au sein du secteur avant l'âge de 35 ans n'avaient pas évolué entre 1986 et 2006, il n'y aurait aucun effet comportemental.

Cependant, dans un tel scénario, il est toujours possible que le paramètre de l'effet comportemental indique un changement dû à une forte variabilité à court terme entre cohortes de naissance. Par exemple, un déclin (soudain) d'une cohorte de naissance se traduira par un flux moins important en provenance du secteur locatif ou du foyer familial. Cela conduira ensuite à une plus faible proportion de jeunes ménages ayant déménagé récemment dans le secteur de la propriété occupante. Si les taux de natalité sont stables ou évoluent progressivement, les effets comportementaux doivent simplement être interprétés comme des changements de l'âge d'arrivée dans le secteur de la propriété occupante et de la probabilité de déménager au sein du même secteur avant l'âge de 35 ans. Dans le cas des Pays-Bas, le taux de natalité a drastiquement chuté entre 1970 et 1975 (de 240 000 à 170 000 environ), ce qui peut apparaître comme un effet comportemental négatif. Après 1975, le taux de natalité s'est stabilisé. Il faut noter que de nombreuses personnes issues de la génération 1970-1975 se trouvaient déjà dans le secteur de la propriété occupante autour de 2005, mais que le déclin soudain de cette cohorte a pu avoir un impact négatif sur la proportion de jeunes ménages ayant déménagé au sein du secteur (avant l'âge de 35 ans). Cet éventuel impact négatif sur l'effet comportemental alors même que l'effet estimé augmente (cf. tableau 6), fournit un support solide à l'idée d'un dynamisme accru de la part des jeunes.

Un système vulnérable ? Évolution de la mobilité des propriétaires occupants entre 2006 et 2012

Nous analysons maintenant la période de crise, en nous intéressant à la façon dont la crise a affecté le marché néerlandais actuel des logements occupés par leur propriétaire. Encore une fois, on observe que davantage de ménages passent la plus grande partie de leur carrière résidentielle dans le secteur des logements occupés par leur propriétaire. Alors qu'au milieu des années 1980 le secteur était dominé par des ménages familiaux « statiques », on compte désormais davantage de ménages qui commencent leur carrière résidentielle dans un petit logement dont ils sont propriétaires et qui déménagent ensuite plusieurs fois en évoluant dans l'échelle de la propriété au fil des changements liés aux revenus ou à la composition du ménage. La littérature souligne aussi qu'une crise peut empêcher de manière significative ces mouvements sur les échelons de la propriété

Tableau 7
Estimation de la probabilité d'avoir déménagé au cours des deux dernières années (régression linéaire)

	2006		2012		2006-2012
	paramètre β	p-value	paramètre β	p-value	Différence paramètre β
20-34	0.245	0.000	0.217	0.000	- 0.028
35-44	0.038	0.000	0.019	0.000	- 0.019
45-54	- 0.051	0.000	- 0.042	0.000	0.009
55-64	- 0.106	0.000	- 0.085	0.000	0.021
65-75	- 0.126	-	- 0.109	-	0.017
Personne seule	0.015	0.001	0.007	0.049	- 0.007
Couple (sans enfants)	0.035	0.000	0.038	0.000	0.003
Couple avec enfants	- 0.048	0.000	- 0.045	0.000	0.003
Parent isolé	- 0.002	-	0.000	-	0.002
Quintile 1	- 0.007	0.269	0.009	0.071	0.016
Quintile 2	0.006	0.173	0.008	0.039	0.002
Quintile 3	- 0.004	0.268	- 0.010	0.001	- 0.006
Quintile 4	- 0.006	0.079	- 0.011	0.000	- 0.003
Quintile 5	0.011	-	0.004	-	- 0.007
Constante	0.136	0.000	0.107	0.000	- 0.029
Valeur F	401.269	0.000	491.629	0.000	-
R2	0.126	-	0.130	-	-
N	26 779	-	36 235	-	-

Note : cf. tableau 4.

Champ : ménages propriétaires occupants vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WoON 2006 et 2012 ; calculs de l'auteur.

Tableau 8
Secteur du logement d'origine des propriétaires occupants ayant déménagé récemment
(au cours des deux dernières années)

(En %)

Foyer familial/logement étudiant	1986	2006	2012
Locataires	34	22	33
Propriétaires	40	30	29
Total	26	48	38
Total	100	100	100

Champ : ménages propriétaires occupants vivant dans des logements non collectifs.

Source : CBS (Statistics Netherlands), enquêtes sur le logement, WBO 1986, WoON 2006 et 2012 ; calculs des auteurs.

du fait de l'incertitude sur les revenus et du risque de capital négatif. Sur ce dernier point, il faut rappeler que les jeunes ménages néerlandais, avec des apports initiaux très faibles, ont pu retirer jusqu'à 130 % de la valeur de leur logement. Acheter un appartement à fort effet de levier avec l'intention de déménager au bout de quelques années présente naturellement un risque de perte en capital. En outre, selon le cadre théorique, les ménages déjà bien logés mais qui visent un logement plus haut de

gamme, sont susceptibles de reporter leur projet en cas de crise. La perspective d'acheter une maison qui pourrait perdre de sa valeur peut être considérée comme une raison supplémentaire de retarder le projet.

Si l'on compare les régressions de 2006 et de 2012 (tableau 7), ces hypothèses générales semblent dépendre en grande partie de l'âge. La constante indique tout d'abord une baisse générale de la mobilité résidentielle. Cette baisse est

même plus importante pour les ménages avant 45 ans et encore plus avant 35 ans, et légèrement moins forte après 45 ans. En ce qui concerne le type de ménage, le seul changement d'intérêt concerne les ménages composés d'une seule personne. Celui-ci est positif bien que faible. Pour les quintiles de revenu, le changement est positif et assez fort pour le quintile le plus bas, alors qu'il est négatif et plutôt faible pour le(s) quintile(s) les plus élevé(s).

Ce changement positif pour le quintile de revenu le plus bas revêt un intérêt particulier par rapport au débat entre experts du marché de l'immobilier pendant la crise. Alors que certains mettaient en avant le cas des jeunes ménages très endettés qui étaient pratiquement « coincés » dans leur logement sous l'effet d'un capital négatif, d'autres ont mis l'accent sur la situation des primo-accédants. Si la baisse des prix de l'immobilier pouvait leur offrir des opportunités, les restrictions de crédit, qu'elles soient du fait des organismes prêteurs⁵ ou des politiques gouvernementales visant à limiter les ratios prêt/valeur, pouvaient devenir problématiques pour que les primo-accédants profitent de la baisse des prix. Cependant, l'accès effectif des primo-accédants sur le marché de la propriété occupante ne semble pas avoir décliné de façon marquée (Boumeester *et al.*, 2015). Les résultats présentés dans le tableau 7 suggèrent plutôt que la mobilité des ménages à revenus modestes n'a pas été autant affectée par la crise que ce que l'on pouvait penser. Il semble ici qu'il faut distinguer les primo-accédants, qui ont bénéficié de meilleures opportunités d'acheter un logement, et les jeunes propriétaires occupants actuels, « coincés » dans leur logement par leur endettement élevé. Une limite ici vient de ce que nous ne pouvons pas prendre en compte l'origine résidentielle dans nos estimations : on ne dispose en effet de cette information que pour les ménages ayant déménagé récemment (au cours des deux précédentes années).

Pour les seuls propriétaires occupants ayant récemment déménagé, le tableau 8 présente la distribution par secteur de logement d'origine. En comparant 2006 et 2012, on constate une nette augmentation de la part de primo-accédants provenant du domicile parental ou d'un logement étudiant, tandis que celle des primo-accédants venant d'un logement locatif reste sensiblement la même. Les mouvements de propriétaires occupants au sein de ce secteur ont considérablement chuté. Cela confirme l'hypothèse de Van der Heijden *et al.*

(2011) selon laquelle un secteur dynamique de l'accession à la propriété, caractérisé par de nombreux mouvements le long des échelons de la propriété, peut être sérieusement affecté par une crise. Le tableau 8 montre également la distribution en 1986, avant l'expansion du secteur de la propriété occupante. À cette époque, les pourcentages de primo-accédants quittant le secteur locatif étaient également élevés, tandis que les mouvements au sein du secteur des logements occupés par leur propriétaire étaient bien moins importants, traduisant le système plus statique alors dominé par des familles relativement « immobiles ».

* *
*

La première partie de cette étude a analysé à quel point les niveaux de mobilité dans le secteur néerlandais des logements occupés par leur propriétaire avaient évolué à une époque où ce secteur était en plein essor, à la fois en proportion de l'ensemble du parc immobilier et en niveau absolu. Notre hypothèse principale était que le secteur néerlandais des logements occupés par leur propriétaire pouvait être qualifié de « dynamique » (Van der Heijden *et al.*, 2011) et que sa dynamisation était visible depuis le milieu des années 1980. On peut expliquer cette dynamisation par une évolution de la composition de la population des propriétaires occupants, précisément un afflux de (jeunes) ménages dynamiques dans le secteur de la propriété occupante. Parallèlement, des changements comportementaux ont également pu jouer un rôle, les ménages âgés des années 1980 étant, par exemple, moins mobiles que les seniors actuels. Nous avons utilisé la méthode de Oaxaca-Blinder pour dissocier les effets de composition et de comportement. Globalement entre 1986 et 2006, on constate une augmentation de la mobilité due à des changements de comportement des propriétaires occupants, avec très peu de variation en fonction des caractéristiques des ménages, bien que l'on puisse dire que les jeunes propriétaires occupants sont plus mobiles qu'auparavant. Les changements de la structure des ménages dans le secteur de la propriété occupante ont eu un impact négatif sur la mobilité. Bien que nous nous attendions à plus de mobilité sous l'effet de l'afflux de jeunes ménages, le vieillissement de la

5. Voir par exemple les travaux de Fostel et Geanakoplos (2008).

population, en général et dans le secteur de la propriété occupante est à l'origine de cet effet de composition négatif. En revanche, l'évolution vers une composition plus diversifiée en termes de types de ménages limite quelque peu cet effet du vieillissement. En fait, on observe une nette baisse de la part des ménages familiaux traditionnels moins mobiles.

La deuxième partie de l'article était centrée sur l'hypothèse selon laquelle l'évolution de la structure de la population du secteur des logements occupés par leur propriétaire pourrait également le rendre vulnérable à un ralentissement économique. Dans les marchés dynamiques des logements occupés par leur propriétaire les parcours résidentiels des ménages comportent plusieurs mouvements sur les échelons de la propriété, à l'inverse des systèmes moins mobiles. En période de crise, le processus s'interrompt et l'ensemble du système risque d'être mis à l'arrêt, affecté par le retrait des promoteurs spéculatifs du marché des nouvelles constructions. Jusqu'à présent, on disposait de peu d'éléments sur la manière dont cette baisse se manifestait au niveau des ménages et nous avons cherché à combler ce manque. Quels sont les types de ménages les

plus vulnérables à la crise ? L'analyse montre que les jeunes ménages, en particulier, ont moins déménagé. Cela s'explique en partie par le fait que beaucoup de jeunes propriétaires néerlandais sont très endettés et n'ont pas souhaité, ou n'ont pas pu, déménager, après la chute des prix de l'immobilier. En revanche, ce sont toujours les jeunes ménages qui restent les plus mobiles en 2012. En fait, de nombreux jeunes primo-accédants ont bénéficié des opportunités offertes par la baisse des prix de l'immobilier.

Nous avons analysé ici l'évolution du secteur des logements occupés par leur propriétaire aux Pays-Bas. Pour approfondir l'analyse de l'évolution et des mécanismes des marchés immobiliers statiques et dynamiques, des recherches similaires sont nécessaires dans d'autres pays. Tout d'abord, il serait intéressant d'analyser dans quelle mesure d'autres systèmes dynamiques d'accession à la propriété, comme celui du Royaume-Uni ou des États-Unis, sont comparables aux Pays-Bas. L'analyse comparative de ces marchés dynamiques par rapport aux systèmes statiques, comme la Belgique, l'Allemagne et éventuellement la France (voir Barlow, 1992) ouvre également la voie à de nouvelles recherches. □

BIBLIOGRAPHIE

Ball, M., Harloe, M. & Martens, M. (1988). *Housing and Social Change in Europe and the USA*. London and New York: Routledge.

Barlow, J. & Duncan, S. (1994). *Success and Failure in Housing Provision, European Systems Compared*. Oxford, New York and Tokyo: Pergamon and Elsevier Science Ltd.

Barlow, J. (1992). Self-promoted housing and capitalist suppliers: The case of France. *Housing Studies*, 7(4), 255–267.
<https://doi.org/10.1080/02673039208720741>

Beer, A. & Faulkner, D. (2011). *Housing transitions through the life course: Aspirations, needs and policy*. Bristol: Policy Press.

Blijie, B., Groenemeijer, L., Gopal, K. & van Hulle, R. (2013). *Wonen in ongewone tijden. De resultaten van het Woononderzoek Nederland 2012. (Living in unusual times. The results of the Housing*

survey Netherlands 2012). Den Haag: Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties.

Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*. 8(4), 436–455.
<https://www.jstor.org/stable/144855>

Boelhouwer, P. & Van der Heijden, H. (1992). *Housing systems in Europe: Part 1. A comparative study of housing policy*. Housing and Urban Policy Studies 1. Delft: Delft University Press.

Boumeester, H., Dol, K. & Mariën, G. (2015). *Verhuiswensen en feitelijk gedrag op de Nederlandse woningmarkt 2006-2011. Verhuis- en slaagratio's op basis van Verhuismodule WoON 2006 en 2009. (Moving intentions and actual behaviour on the Dutch housing market 2006-2011. Relocation- and succeeding ratio's based on the Relocation module Housing demand Survey 2006 and 2009)* Delft: Delft University of Technology, OTB Research for the Built Environment.

- Bourassa, S. C. & Shi, S. (2017).** Understanding New Zealand's decline in homeownership. *Housing Studies*, 32(5), 693–710.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2016.1228851>
- Clark, W. A. V., Deurlo, M. C. & Dieleman, F. M. (2003).** Housing Careers in the United States, 1968-93: Modelling the Sequencing of Housing States. *Urban Studies*, 40(1), 143–160.
<https://doi.org/10.1080/00420980220080211>
- Cooke, T. J. (2011).** It is not Just the Economy: Declining Migration and the Rise of Secular Rootedness. *Population, Space and Place*, 17, 193–203.
<https://doi.org/10.1002/psp.670>
- Fairlie, R. W. (2005).** An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), 305–316.
https://www.researchgate.net/publication/279548723_An_Extension_of_the_Blinder-Oaxaca_Decomposition_Technique_to_Logit_and_Probit_Models
- Feijten, P. & Mulder, C. H. (2002).** The Timing of Household Events and Housing Events in the Netherlands: a Longitudinal Perspective. *Housing Studies*, 17(5), 773–792.
<https://doi.org/10.1080/0267303022000009808>
- Fostel, A. & Geanakoplos, J. (2008).** Leverage Cycles and the Anxious Economy. *American Economic Review*, 98(4), 1211–1244.
<https://ssrn.com/abstract=1328564>
- Green, A. & Shuttleworth, I. (2015).** Labour markets and internal migration. In: Smith, D. P., Finney, N., Halfacree, K. & Walford, N., (Eds.) *Internal Migration: Geographical Perspectives and Processes*, pp. 65–79. Farnham: Ashgate Publishers.
- Helderman, A. C. (2007).** *Continuities in home ownership and residential relocations*. PhD-thesis, Netherlands Geographical Studies 354. Amsterdam: University of Amsterdam.
- Helderman, A. C., Mulder, C. H. & Van Ham, M. (2004).** The changing effect of home ownership on residential mobility in the Netherlands, 1980-98. *Housing Studies*, 19(4), 601–616.
<https://doi.org/10.1080/0267303042000221981>
- Helderman, A. C., Van Ham, M. & Mulder, C. H. (2006).** Migration and Home Ownership. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 97(2), 111–125.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9663.2006.00506.x>
- Hellevik, O. (2009).** Linear versus logistic regression when the dependent variable is a dichotomy. *Quality & Quantity*, 43(1), 59–74.
<https://doi.org/10.1007/s11135-007-9077-3>
- Jann, B. (2006).** FAIRLIE: Stata module to generate nonlinear decomposition of binary outcome differentials. *Boston College Department of Economics – Statistical Software Components S456727*.
<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456727.html>
- Jann, B. (2008).** The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479.
<https://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0151>
- Kemeny, J. (1992).** *Housing and Social Theory*. London/New York: Routledge.
- Kemeny, J. (1995).** *From public housing to the social market: Rental policy strategies in comparative perspective*. London/New York: Routledge.
- Kemeny, J. (2006).** Corporatism and housing regimes. *Housing Theory and Society*, 23(1), 1–18.
<https://doi.org/10.1080/14036090500375423>
- Martens, M. (1990).** *Ways of owning, a study of home ownership in Europe and the USA*, PhD-thesis. Essex (UK): University of Essex.
- Ministerie BZK (2010)** *Cijfers over Wonen, Wijken en Integratie 2010. (Data on Housing, Neighbourhoods and Integration 2010)*. Den Haag: Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties.
- Mulder, C. H. (1993).** *Migration dynamics: A life course approach*. Amsterdam: Thesis publishers.
- Mulder, C. H. & Hooimeijer, P. (1999).** Residential Relocations in the Life Course. In: Van Wissen, L. J. G. & Dijkstra, P. A. (Eds.). *Population Issues. An Interdisciplinary Focus*, pp. 159–186. New York: Plenum.
- Mulder, C. H. & Wagner, M. (1998).** First-time Home-ownership in the Family Life Course: a West German-Dutch Comparison. *Urban Studies*, 35(4), 159–186.
<https://doi.org/10.1080/0042098984709>
- Oaxaca, R. (1973).** Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
<https://www.jstor.org/stable/2525981>
- Van der Heijden, H., Dol, K. & Oxley, M. (2011).** Western European housing systems and the impact of the international financial crisis. *Journal of Housing and the Built Environment*, 26(3), 295–313.
<https://doi.org/10.1007/s10901-011-9230-0>

Consommation, patrimoine des ménages et marché immobilier en France

Consumption, household portfolios and the housing market in France

Valérie Chauvin* and John Muellbauer**

Résumé – La consommation et le patrimoine des ménages réagissent à des facteurs communs (changements des conditions de crédit, des taux d'intérêt, des anticipations de revenus ou encore des facteurs démographiques), qui doivent être identifiés pour isoler en creux les effets de richesse. Selon un modèle à six équations de la consommation et des actifs nets des ménages, la propension marginale à consommer le patrimoine financier est similaire en France, aux États-Unis ou au Royaume-Uni, mais elle est plus faible et même négative pour le patrimoine immobilier. En effet, en France, une hausse des prix immobiliers conduit les ménages non propriétaires à économiser davantage, pour constituer un apport personnel ou en prévision de loyers plus élevés. Lors de la flambée des prix du logement entre 1996 et 2008, l'impact positif sur la consommation de l'augmentation du patrimoine immobilier et d'un accès plus facile au crédit a été neutralisé par l'impact négatif de l'augmentation des prix du logement et de l'endettement, ce qui a empêché l'amplification des rétroactions, via la consommation, telle qu'observée aux États-Unis.

Abstract – *Consumption and wealth co-move because of shifts in credit conditions, interest rates, income expectations or demographics, whose impact should be identified to disentangle wealth effects. The findings for France from a 6-equation model for consumption and the main elements of household portfolios are that marginal propensities to consume financial wealth are comparable to those in the US or the UK, but housing wealth effects are far weaker, and aggregate consumption falls with higher house prices relative to income. This is interpreted as the need for younger households in France then to save more if they wish to become homeowners, while other tenants can expect rents to increase in the future, saving more in consequence. The estimates suggest that during the French house price boom between 1996 and 2008, offsets from the negative effect of higher house prices and higher debt neutralized the positive effects of higher housing wealth and easier credit on consumption, evading the amplifying feedbacks, via consumption, of the US boom.*

Codes JEL / JEL Classification : E21, E27, E44, E51, E58

Mots-clés : consommation, conditions de crédit, endettement des ménages, transmission monétaire

Keywords: consumption, credit conditions, household debt, housing collateral, monetary transmission

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.

* Banque de France (valerie.chauvin@banque-france.fr)

** Nuffield College, et Institute for New Economic Thinking de l'Oxford Martin School, Université d'Oxford, Royaume-Uni. (john.muellbauer@nuffield.ox.ac.uk)

Cet article s'inscrit dans le cadre d'un projet de recherche mené à la BCE lorsque John Muellbauer était titulaire d'un poste de recherche au titre du programme de parrainage Wim Duisenberg. Nous tenons à remercier Janine Aron, Jacques Friggit et les participants du séminaire de la BCE, de la Banque du Canada et de la Banque de France, pour leurs commentaires précieux. Nous remercions l'Open Society Foundation pour son soutien durable à la recherche accordé par le biais d'INET à l'Oxford Martin School.

Reçu le 8 juin 2017, accepté après révisions le 23 mars 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Chauvin, V. & Muellbauer, J. (2018). Consumption, household portfolios and the housing market in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 157–178. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1950>

La crise des *subprimes* aux États-Unis, à l'origine de la crise financière mondiale, a débuté par une surévaluation massive des prix des actifs, et notamment de l'immobilier. Cette surévaluation a tout naturellement conduit à une chute des prix immobiliers, entraînant l'accélérateur financier dans une phase descendante. La baisse des prix immobiliers réduit l'investissement résidentiel et la consommation dans les pays où l'immobilier sert de garantie aux crédits à la consommation, comme les États-Unis et le Royaume-Uni. Une chute des prix immobiliers augmente par conséquent les créances douteuses et réduit le capital des banques, ce qui affecte leur capacité à accorder des crédits. Le resserrement du crédit se répercute à son tour sur l'investissement résidentiel et la consommation des ménages, accroissant le chômage et réduisant le PIB, ce qui affecte de nouveau la demande en logements et le capital des banques.

Au niveau macroéconomique, le rôle de l'effet de levier et du marché immobilier dans l'instabilité financière a été largement démontré (Cerutti *et al.*, 2017 ; Mian *et al.*, 2017). Mian et Sufi (2014) ont apporté des éléments microéconomiques substantiels sur le rôle joué par l'évolution du crédit dans la crise des subprimes aux États-Unis ainsi que sur l'effet du niveau élevé d'endettement des ménages. Jordà *et al.* (2016) ont attiré l'attention sur le rôle croissant des garanties immobilières sur les crédits bancaires dans la plupart des pays avancés, ainsi que dans les crises financières. Le rapport du FMI d'octobre 2017 (FMI, 2017) sur la stabilité financière soulignait aussi le rôle déterminant du crédit hypothécaire et d'effets non linéaires : les effets sont plus prononcés à de hauts niveaux de taux d'endettement, et dans les pays où les mouvements de capitaux sont libres et les régimes de change fixes.

Beyer *et al.* (2017) notent l'importance des effets de richesse et de l'hétérogénéité, y compris entre les pays. Ces effets sont au cœur du modèle multinational en construction de la BCE, pour les cinq plus grands États membres de la zone euro. Ce modèle s'inscrit ainsi dans la lignée des modèles macroéconométriques, très appréciés actuellement des banques centrales, qui n'imposent pas la rationalité des comportements microéconomiques des agents représentatifs comme dans les modèles d'équilibre général dynamique stochastique (ou DSGE, *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) de la Nouvelle économie keynésienne, mais accordent plus de place aux observations empiriques. Toutefois, la plupart des versions de ces modèles ne font dépendre la consommation que de la richesse nette comme mesure de patrimoine

et ignorent les changements des conditions de crédit. La modélisation à équations multiples du secteur des ménages, présentée ici pour la France, évalue la validité de ces hypothèses.

La France fonctionne-t-elle de manière similaire aux économies anglosaxonnes, où les fluctuations des prix des actifs immobiliers ou financiers entraînent des variations de la consommation, ce qui amplifie les effets de l'accélérateur financier et sont partie intégrante du mécanisme de transmission de la politique monétaire. Son cadre institutionnel est très différent, notamment parce que les possibilités de crédits garantis par des biens immobiliers (crédits hypothécaires rechargeables ou « *home equity withdrawal* ») sont bien plus rares, le régime de retraites repose principalement sur un système par répartition et la participation aux marchés boursiers est bien inférieure. La littérature actuelle, présentée dans le complément en ligne C1, reconnaît que les effets de richesse sont plus faibles en France. Toutefois, les estimations macroéconomiques de la propension marginale à consommer (PMC) le patrimoine net sont très variables (de 0.4 centime à 4.6 centimes par euro supplémentaire de patrimoine), reflétant dans une large mesure des problèmes de spécification des modèles, tels que l'omission de variables de contrôle. Font partie de ces variables le revenu permanent (c'est-à-dire des anticipations de croissance du revenu), et les conditions de crédit (dont les fortes variations sont documentées dans le complément en ligne C3). Sur données microéconomiques, Arrondel *et al.* (2014) mettent en évidence une PMC du patrimoine financier dans la partie basse de la fourchette, à 0.5 centime par euro, et de fortes disparités entre ménages et par type de patrimoine.

Les décisions en matière de consommation, d'épargne et de portefeuille sont soumises à des chocs communs et à des modifications communes de l'environnement économique et démographique, aussi est-il important de modéliser ces décisions conjointement, à l'aide d'un sous-système d'équations, dans une approche macroéconomique. Dans cet article, nous adoptons le modèle d'Aron *et al.* (2012) d'une fonction de consommation du revenu permanent « augmentée du crédit ». Cette représentation recouvre le modèle classique du revenu permanent, considéré comme un cas particulier, mais prend aussi en compte les changements liés à la disponibilité du crédit et à l'hétérogénéité du patrimoine. Dans la mesure où il n'existe aucune mesure directe de l'accès au crédit sur longue période en France, nous utilisons une méthode de variable latente pour mesurer les conditions de crédit dans un système à six équations visant à estimer

la consommation, les crédits immobiliers, les crédits à la consommation, les actifs liquides, les prix immobiliers et le revenu permanent de 1981T2 à 2016T4. Cela revient à une transposition sur séries temporelles macroéconomiques du « canal du crédit déterminé par la demande des ménages » de Mian et Sufi (2018).

L'article est structuré comme suit. Le cadre théorique sous-jacent à la détermination économétrique de l'équation de consommation est présenté. Ensuite, la démarche empirique est exposée, avec les spécifications des modèles empiriques finalement retenues. Enfin, les principales conclusions sont tirées. L'annexe et les compléments en ligne fournissent respectivement des informations sur les données utilisées et une revue de littérature plus large.

Théorie macroéconomique, fonction de consommation et cadre de modélisation

Blanchard (2018) soutient que, par contraste avec les modèles d'équilibre général dynamique stochastique (« DSGE »), « une modélisation partielle de l'équilibre et son estimation sont indispensables pour comprendre les mécanismes particuliers pertinents pour l'analyse macroéconomique ». En particulier, Hendry et Muellbauer (2018) critiquent les modèles DSGE de la Nouvelle économie keynésienne à agents représentatifs, qu'ils jugent insuffisants en termes de stochastique (incertitude et hétérogénéité réduites à un rôle trivial), de dynamique (décalages clés entre variables négligés), d'équilibre général (rétroactions essentielles, telles que celles observées lors de la crise financière, ignorées) et de contenu keynésien (défauts de coordination sur les marchés du travail et de la finance sous-estimés).

Fonction de consommation

Le revenu de chaque ménage suit une évolution incertaine, idiosyncratique et non assurable, et cette incertitude interagit avec les contraintes de crédit ou de liquidité. Le modèle de l'asymétrie d'information, qui a révolutionné la théorie économique dans les années 1970 et valu aux économistes Akerlof, Spence et Stiglitz le prix Nobel d'économie, permet d'expliquer cet environnement économique. Les recherches de Deaton (1991, 1992) et de Carroll (1992, 2000, 2001, 2014), ainsi que la nouvelle génération de modèles à agents hétérogènes impliquent que l'horizon des ménages est en général hétérogène et très

court, avec un comportement « au jour le jour » même pour les ménages les plus riches (Kaplan *et al.*, 2014). Kaplan *et al.* (2018) ont intégré ces caractéristiques dans un modèle DSGE, mais sans endogéniser le logement, tandis que Hedlund *et al.* (2017) ont produit un modèle DSGE avec un marché immobilier frictionnel. Kaplan et Violante (2018) détaillent des implications supplémentaires des modèles à agents hétérogènes, ainsi que les limites des modèles existants et les questions de recherche encore non résolues, concernant par exemple la valorisation des actifs et le risque lié au revenu du travail. Ils reconnaissent que les versions actuelles de modèle à agents hétérogènes de la Nouvelle école keynésienne « négligent l'impact potentiellement important des effets de richesse sur la consommation des ménages fortunés susceptibles de survenir suite à des variations des prix des actifs », question à laquelle le présent article apporte des résultats empiriques. On observe aussi de plus en plus d'éléments empiriques concernant la transmission des politiques monétaires par le canal de la trésorerie (*cash-flow channel*), cohérente avec l'existence de contraintes d'hétérogénéité et de liquidité (voir La Cava *et al.* (2016) pour des estimations sur données microéconomiques en Australie ; Aron *et al.* (2012) pour des estimations sur données macroéconomiques au Royaume-Uni).

Les contributions de Thaler sur l'économie comportementale et le défaut de compétences financières (Clark *et al.*, 2017, par exemple) contredisent l'hypothèse d'un comportement rationnel partagé. Les mécanismes alternatifs d'anticipation, l'incertitude radicale et les ruptures structurelles, en particulier les changements dans la structure des marchés du crédit, n'ont jusqu'à présent pas été intégrés aux modèles DSGE utilisés pour la prise de décision des banques centrales. En revanche, ils sont bien pris en compte dans le modèle d'équilibre partiel quantitatif du secteur des ménages estimé sur données agrégées présenté ci-dessous. Pour en déduire des résultats en termes d'équilibre général, il serait nécessaire d'insérer ce module dans un modèle macroéconomique plus large, comprenant des mécanismes de rétroaction de la politique économique.

La forme classique la plus simple de modélisation de la consommation en fonction du revenu permanent est la suivante, utilisant l'approximation log-linéaire comme dans Muellbauer et Lattimore (1995) :

$$\ln(c_t/y_t) = \alpha_0 + \ln(y_t^p/y_t) + \gamma A_{t-1}/y_t \quad (1)$$

où c désigne la consommation, y le revenu hors revenus de la propriété, y^p le revenu permanent

hors revenus de la propriété, et A le patrimoine net. La propension marginale à consommer le patrimoine net est γ .

Si les taux d'intérêt réels sont variables, la théorie standard de la consommation suggère que le taux d'intérêt réel r_t reflète des effets de substitution intertemporelle et des effets de revenu. L'extension de ce modèle pour inclure des anticipations de revenu probabilistes implique l'introduction d'un élément d'incertitude sur les revenus. Le coefficient d'actualisation δ de l'anticipation de la croissance du revenu mesurée par $\ln(y_t^p/y_t)$ devrait alors intégrer une prime de risque, donnant ainsi la possibilité que certains ménages appliquent dans leurs prévisions du futur un facteur d'actualisation plus élevé que le taux d'intérêt réel.

Par ailleurs, les différents types d'actifs peuvent être associés à des niveaux différents de propension marginale à consommer. Première raison : il existe une différence fondamentale entre le patrimoine immobilier d'un propriétaire occupant et les actifs financiers, car avoir un toit permet de s'abriter et a une valeur d'utilité en plus de sa valeur en tant qu'actif (voir à ce sujet Buitier, 2010, et Aron *et al.*, 2012). Deuxième raison : en présence de contraintes de crédit, le patrimoine immobilier peut avoir une fonction de garantie de crédit (voir Muellbauer, 2007, ou Aron *et al.*, 2012, pour plus de détails sur ce sujet). Enfin, troisième raison : les actifs financiers illiquides, comme le patrimoine immobilier, peuvent être soumis à la volatilité des prix des actifs ainsi qu'à des restrictions ou des coûts de transaction (Kaplan *et al.*, 2014 ; Kaplan *et al.*, 2018).

Enfin, le ratio de la consommation au revenu varie en fonction de l'effet des contraintes de crédit et de l'âge, voir les résultats empiriques de Fesseau *et al.* (2009) sur l'impact de la structure démographique sur la consommation.

La relation de long terme¹ de la fonction de consommation globale généralisée augmentée du crédit est la suivante :

$$\ln(c_t/y_t) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}r_t + \alpha_{2t}r_t^l + \alpha_{3t}E_t \ln(y_t^p/y_t) \quad (2) \\ + \gamma_1 NLA_{t-1}/y_t + \gamma_2 IFA_{t-1}/y_t + \gamma_3 HA_{t-1}/y_t \\ + \gamma_{4t} \ln(hp_{t-1}/y_{t-1}) + \gamma_5 demog_t$$

Où r est le taux d'intérêt réel sur les emprunts et r^l le taux d'intérêt réel sur les actifs liquides. La valeur nette du patrimoine A est remplacée par une décomposition en trois entre actifs liquides nets de l'endettement² NLA , actifs financiers illiquides IFA , et patrimoine immobilier brut HA ,

avec des propensions marginales différentes. hp désigne un indice des prix de l'immobilier, tandis que $demog$ représente la proportion d'adultes de la classe d'âge précédant la retraite dans la population. En prenant en compte des indicateurs numériques tels que les indices de conditions de crédit (CCI) pour le crédit immobilier ($MCCI$) et pour les crédits à la consommation ($CRCCI$), il est possible de définir chaque paramètre variable dans le temps comme une fonction linéaire des CCI et de tester des hypothèses sur leurs variations dans le temps.

La constante α_{0t} augmente avec l'accès aux crédits quels qu'ils soient, soit que le besoin d'économiser pour constituer un apport se réduise, ou que l'allongement de la durée des crédits à l'habitat améliore la trésorerie à court ou moyen terme. Le coefficient mesurant l'impact du ratio des prix immobiliers au revenu sur la constitution d'un apport personnel pour un achat immobilier, γ_{4t} , devrait devenir moins fortement négatif lorsque les exigences concernant cette constitution deviennent moins strictes. Toutefois, un assouplissement de la contrainte relative au service de la dette peut augmenter la proportion de ménages soumis à une contrainte d'apport personnel. Lorsque l'accès aux crédits garantis par un bien immobilier augmente, le coefficient mesurant la propension marginale à consommer le patrimoine immobilier, γ_{3t} , devrait augmenter également. Les anticipations de croissance des revenus futurs, reflétées par $E_t \ln(y_t^p/y_t)$, devraient avoir une influence sur la consommation plus importante lorsque les contraintes de crédit se réduisent, tandis que l'incertitude du revenu devrait avoir une influence inverse. Il est également possible que la sensibilité de la consommation au taux d'intérêt réel sur les emprunts, α_{1t} , soit affectée par les conditions de crédit.

Dans l'équation de consommation (2), la consommation est homogène à long terme au revenu et au patrimoine : si ces deux variables sont multipliées par deux, la consommation l'est également. Le coefficient de long terme de $\ln y$ est fixé à 1. Cela signifie que les questions d'endogénéité des revenus soulevées par Hall (1978) ne se posent pas pour la mesure des effets à long terme du revenu et du patrimoine.

1. La version dynamique inclut un ajustement de court terme, avec la variation du taux de chômage (comme proxy de l'incertitude des revenus), des revenus et des taux d'intérêt. Des modèles de ce type ont été estimés pour le Royaume-Uni, les États-Unis et le Japon dans Aron *et al.* (2012), pour le Canada dans Muellbauer *et al.* (2015), pour l'Afrique du Sud dans Aron et Muellbauer (2013), et pour l'Allemagne dans Geiger *et al.* (2015).
2. Il est possible de dissocier la valeur nette du patrimoine en quatre éléments principaux, avec un coefficient distinct pour l'endettement. Les résultats empiriques étayent le choix de déduire l'endettement des actifs liquides mais pas celui de déduire l'endettement du patrimoine immobilier brut, parfois évoqué dans la littérature.

Au regard de l'incertitude sur le choix du bon modèle parmi différents modèles concurrents, l'approche de Bontemps et Mizon (2008) a été suivie : ils recommandent de construire un modèle global, générant chacun des modèles en concurrence avec des restrictions testables de paramètres spécifiques. Par exemple, l'équation (1) est un cas particulier de l'équation (2) avec un certain nombre de restrictions. Comme indiqué dans la partie empirique, les données contredisent fortement ces restrictions.

Modélisation du portefeuille des ménages

Le portefeuille des ménages constitue un facteur explicatif majeur de la consommation. L'indice des prix immobiliers ainsi que les crédits à l'habitat, les crédits à la consommation et les actifs liquides sont endogénéisés dans ce modèle. Ils sont déterminés par les revenus actuel et permanent (avec un coefficient positif, +), par les conditions de crédit (+ pour l'endettement et les prix immobiliers, - pour les actifs liquides), par l'incertitude (-) et par les caractéristiques de la répartition par classe d'âge de la population. Ils sont également déterminés par les opportunités d'arbitrage, représentées ici par les taux d'intérêt correspondants, réels ou nominaux (- pour l'endettement et les prix immobiliers, + pour les actifs liquides) et par l'évolution des autres actifs (dont l'impact est ambigu, selon que les actifs sont complémentaires ou substituables)³. Les équations des prix immobiliers et des crédits à l'habitat comprennent également les coûts d'usage et de transaction des biens immobiliers (-). Le cadre de modélisation de l'indice des prix immobiliers et des crédits à l'habitat est détaillé ici, les équations sur le crédit à la consommation et les actifs liquides le sont dans le complément en ligne C5.

L'équation des prix des logements est basée sur l'inversion d'une fonction log-linéaire de la demande, dans laquelle les prix des logements, rhp , sont déterminés par la demande des ménages, conditionnée par le stock de logements de la période précédente.

$$\ln rhp_t = h_{0t} + h_{1t} \ln nmr_t + h_{2t} \ln user_t + h_3 (\ln(y_t / h_{s_{t-1}}) + h_{4t} E_t \ln(y_t^p / y_t) + h_5 demog_t + h_6 LA_{t-1} / y_t + h_7 IFA_{t-1} / y_t + h_8 spillover_{t-1} + h_9 trans_t) \quad (3)$$

Ici, h_{0t} devrait augmenter avec les conditions du crédit immobilier. Le taux nominal des crédits à l'habitat est nmr , et le coût d'usage, mesuré par le taux d'intérêt moins l'appréciation anticipée plus une prime de risque, est noté $user$. Le paramètre h_3 , coefficient du log du ratio du revenu au stock de logements, mesure l'opposé de l'inverse de

l'élasticité de la demande de logement aux prix. L'élasticité au revenu de la demande de logement est contrainte à 1. Le coefficient h_{4t} représente l'impact du revenu permanent rapporté au revenu actuel, un impact aussi présent dans la fonction de consommation. Les termes restants représentent respectivement les effets de la démographie, des actifs financiers liquides et illiquides, des marchés immobiliers étrangers, des coûts de transaction et de l'incertitude du revenu³.

Les crédits à l'habitat et ceux à la consommation sont déterminés par l'objet respectif de l'endettement, c'est-à-dire les prix immobiliers et la solution de long terme de la fonction de consommation décrite dans l'équation (2). Une augmentation des prix immobiliers devrait augmenter la demande de crédits à l'habitat car, à niveau de demande de logement égal, des prix immobiliers plus élevés nécessitent un niveau d'endettement plus élevé :

$$\ln(mdeb_t / y_t) = m_{0t} + m_{1t} \ln nmr_t + m_{2t} \ln user_t + m_{3t} E_t \ln(y_t^p / y_t) + m_{4t} \ln(hp_{t-1} / y_{t-1}) + m_5 demog_t + m_{6t} \ln(LA_{t-1} / y_t) + m_7 \ln(IFA_{t-1} / y_t) + m_9 trans_t \quad (4)$$

La libéralisation des marchés du crédit devrait affecter cette relation de long terme de plusieurs manières, correspondant globalement aux effets décrits pour la consommation. Un effet positif direct sur l'endettement est à attendre de la libéralisation du crédit sous ses différents aspects qui comprennent aussi bien l'assouplissement des contraintes relatives à l'apport personnel et au service de la dette dans les années 1980 ou encore l'allongement de la durée des crédits immobiliers dans les années 2000, réduisant également les mensualités. Par conséquent, m_{0t} devrait augmenter avec $MCCI$, même si les crédits gagés sur l'immobilier sont restés marginaux en France. Il est possible que les taux d'intérêt réels prennent davantage d'importance dans un contexte de libéralisation, par exemple en augmentant l'impact négatif de m_{2t} , tandis que les taux d'intérêt nominaux pourraient avoir un impact plus faible, réduisant l'impact négatif de m_{1t} . Les anticipations de revenu pourraient gagner en importance après la libéralisation, modifiant m_{3t} . L'augmentation des prix des logements par rapport au revenu devrait augmenter la demande de crédits à l'habitat, et ce d'autant plus si la libéralisation conduit à un assouplissement des exigences d'apport personnel, modifiant m_{4t} . Les facteurs démographiques, les ratios des actifs sur le revenu et les coûts de

3. Avouy-Dovi et al. (2014) montrent comment les actifs financiers peuvent être complémentaires ou substituables dans une modélisation du portefeuille des ménages en France détaillée en six catégories. Les actifs liquides sont substituables aux autres types d'actifs, à l'exception des assurances et fonds de retraite.

transaction sont représentés par les quatre termes suivants de (4). Dans la mesure où le financement bancaire devient moins limité par les dépôts des ménages dans un régime moins strict, m_{6t} peut varier dans le temps.

Résultats empiriques

Au total, six équations sont estimées de façon conjointe par le maximum de vraisemblance sur les données trimestrielles de 1981 à 2016, relatives à la consommation, les prix immobiliers, les crédits à l'habitat, les crédits à la consommation, les actifs liquides⁴, et le revenu permanent (encadré), tandis que les conditions de crédit pour les crédits à la consommation comme pour les crédits à l'habitat sont estimées en tant que variables latentes⁵. Ces équations comportent potentiellement une part importante d'effets démographiques non stationnaires. L'identification de ce qui relève des variables latentes ou des phénomènes démographiques est un exercice difficile. Heureusement, il existe des informations tirées de sources institutionnelles ou autres sur la nature et les dates de libéralisation des marchés de crédit, ainsi que des études antérieures sur le sens des effets de taux d'intérêt et de revenu sur les prix immobiliers et le patrimoine des ménages. Des informations micro-économiques sur les montants d'endettement et d'actifs liquides des ménages par classe d'âge, ainsi que sur les taux d'épargne des ménages (et donc sur les ratios entre consommation et revenu) par classe d'âge servent également à fixer des restrictions de signe et des limites supérieures des coefficients des variables démographiques.

Estimations de deux indicateurs de conditions de crédit

Il n'existe pas de données mesurant directement les conditions de crédit en France avant 2003. Cet article adopte une « approche par variables latentes » dans laquelle les indicateurs de conditions de crédit des crédits à la consommation et à l'habitat sont approximés au moyen de fonctions « splines » tenant compte des informations de sources institutionnelles sur la libéralisation des marchés du crédit. Les deux indices sont définis comme une combinaison linéaire de variables muettes en ogive, effectuant une transition en douceur de zéro à un sur huit trimestres, et des taux d'inflation retardés, facteur pertinent pour le crédit à la consommation. Lorsque le risque d'inflation (représenté par le taux d'inflation annuel retardé) est élevé, les prêteurs sont moins enclins

à accorder des crédits par crainte de rendements négatifs. Par conséquent, le mouvement de désinflation qui s'est véritablement enclenché en 1984 a dû probablement assouplir les contraintes de crédit. Au total, 13 variables muettes ont été utilisées pour représenter la forme de l'indice des conditions du crédit à l'habitat *MCCI* (et 6 pour l'indice *CRCCI* du crédit à la consommation) tel que représenté dans la figure I (voir aussi le complément en ligne C2).

Contrairement à la consommation et aux actifs liquides, le stock de crédit à la consommation augmente à partir de niveaux extrêmement bas en 1981. Il est donc peu plausible d'utiliser la même forme linéaire de *CRCCI*, déterminant potentiel de chacune de ces variables, dans les trois équations. Ainsi, alors que *CRCCI* est introduit dans les autres équations de manière linéaire, il est introduit dans l'équation du crédit à la consommation comme suit : $\ln(0.5 + CRCCI_t)$. Tandis que pour les autres variables (en log), l'impact marginal est constant, pour la variable crédits à la consommation (en log), l'impact marginal de *CRCCI* diminue au fur et à mesure que *CRCCI* augmente (figure I).

Si les crédits de consommation augmentaient déjà fortement auparavant, l'encadrement du crédit a été assoupli en 1984, lorsque l'indice *MCCI* a commencé à progresser fortement. La dérégulation s'est accentuée encore dans les années 1980, lorsque les deux indices ont augmenté. Au début des années 1990, comme dans beaucoup d'autres pays, certaines banques françaises ont été mises en difficulté par des créances douteuses liées, en partie à un excès de crédits aux promoteurs immobiliers à la fin des années 1980, à la décélération du revenu nominal des ménages résultant de la politique monétaire désinflationniste, et aussi aux tensions provoquées par les hausses de taux d'intérêt liées à la réunification de l'Allemagne. On observe de 1991 à 2016 une corrélation négative forte entre la part des créances douteuses dans le total des crédits au secteur privé, retardée d'un an, et notre estimation de l'indice *MCCI* (figure II). Cette relation est particulièrement forte lors des resserrements des conditions de crédit en 1991-1996 et en 2010-2014.

Vers la fin des années 1990, lorsque la situation des banques s'est rétablie, les flux de crédit ont progressé, la concurrence sur les marchés du

4. Pour l'estimation des équations de crédit à la consommation et d'actifs liquides, voir le complément en ligne C5.

5. Duca et Muellbauer (2013) désignent ce type de système d'équations sous le nom de Latent Interactive Variable Equation System (LIVES).

ENCADRÉ – L'équation de prévision du revenu permanent : modélisation et estimations

Comme indiqué par Campbell (1987), l'anticipation de croissance du revenu se définit comme une moyenne mobile du revenu réel par habitant anticipé sur dix ans avec un taux d'actualisation δ , qui constitue une mesure du revenu permanent, moins le revenu courant.

Le log du ratio du revenu permanent hors revenus de la propriété sur le même revenu courant s'écrit :

$$\ln(y_t^p / y_t) = \left(\sum_{s=1}^k \delta^{s-1} E_t \ln y_{t+s} \right) / \left(\sum_{s=1}^k \delta^{s-1} \right) - \ln y_t$$

Le facteur d'actualisation trimestriel est fixé à $\delta = 0.95$.

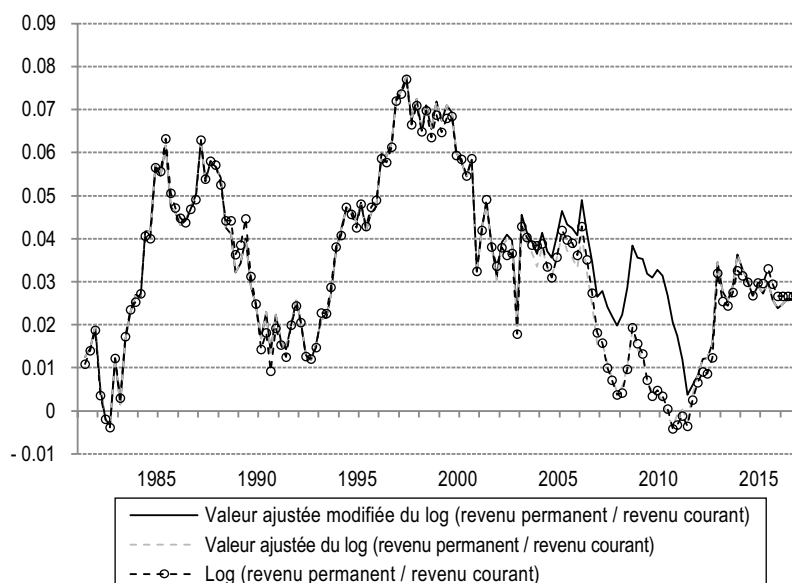
Le revenu permanent anticipé est déterminé par une tendance linéaire coudée, rendant compte de la révision à la baisse des anticipations de croissance après la crise financière mondiale, des variables économiques et démographiques. Cette approche peut être considérée comme une forme réduite des effets anticipés sur les revenus futurs du stock de capital et de la productivité totale des facteurs ainsi que des déviations cycliques autour des capacités de production. En indiquant entre parenthèses les signes théoriques des coefficients, les déterminants comprennent les variations des taux d'intérêt nominaux et réels (-), le revenu réel par habitant courant (-) (du fait du retour à la tendance), les variations du log du revenu réel par tête (indiquant potentiellement une dynamique de croissance) (+), les anticipations sur le niveau de vie futur tirées d'enquête auprès des ménages (+), le taux de chômage (-) (par ex. parce qu'il affaiblit le pouvoir de négociation salariale des employés), le log de l'indice boursier en termes réels (+) (car il indique les anticipations de croissance de la productivité et il est l'un des moteurs du capital d'investissement qui augmente les capacités à l'avenir), le log du cours du pétrole réel (-) et le log du taux de change réel (-) (qui indique une dégradation de la compétitivité), et enfin la proportion de la population en âge de travailler dans la population totale (+).

Les variables concernées ont été choisies tout d'abord en menant une opération de sélection de modèles sur les données de 1972 à 2016 pour prévoir le revenu sur des horizons de 1, 4 et 8 trimestres, en intégrant une tendance coudée aux alentours de 2009. Cette opération suggère la pertinence de retards plus longs que ceux normalement envisagés dans les prévisions économétriques. Dans la mesure où le revenu permanent est une moyenne mobile du revenu futur, il est plausible que les moyennes mobiles de ses déterminants soient également pertinentes et un grand nombre des variables sont intégrées sous cette forme. Les estimations de paramètres sont présentées dans le tableau A et l'ajustement est présenté dans la figure A. Les longs retards indiqués pour un grand nombre de variables sont conformes à l'hypothèse d'une lente évolution du stock de capital, en réaction aux influences économiques sur l'investissement. Du fait de ces longs retards, les résidus sont fortement autocorrélés, bien que le modèle semble saisir les fluctuations cycliques de façon satisfaisante. La qualité de l'ajustement n'est pas recherchée à tout prix cependant, car il est inévitable que les ménages commettent de graves erreurs de prévision : l'objectif est plutôt de capturer ce qu'aurait été leur perception, sur la base des informations auxquelles ils avaient facilement accès. Alors que la crise financière était difficilement prévisible, l'impact des variations répétées de taux d'intérêt, de cours des actions, des cours pétroliers, des taux de change et du chômage pouvait être raisonnablement évalué. Les ménages pouvaient en effet bénéficier des avis de professionnels des prévisions, d'économistes, de banques centrales ou d'organisations telles que le FMI ou l'OCDE.

Pour prendre en compte la croissance du revenu au-delà de la fin de l'échantillon en 2016, deux méthodes alternatives ont été envisagées. L'une utilise des prévisions d'Oxford Economics selon lesquelles la croissance de la tendance future est de l'ordre de 1.2 % ; l'autre suppose une croissance linéaire de la tendance du revenu réel par

Figure A

Log du ratio (revenu permanent) / revenu courant - valeurs effectives en comparaison des valeurs ajustées et ajustées modifiées utilisées dans l'équation de consommation



ENCADRÉ (suite)

Tableau A
Estimation du modèle de prévision du revenu permanent

Variable dépendante = log (revenu permanent / revenu courant)	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3	
	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
<i>Variables</i>				
Constante	1.74	37.3***	1.68	18.7***
Tendance	0.00318	34.1***	0.00299	21.8***
Tendance coudee à partir de 2009Q4, valeur présente actualisée	- 0.00200	22.3***	- 0.00231	- 5.4***
Log (revenu réel par tête)	- 1.10	- 42.4***	- 1.02	- 39.5***
Variation sur 4 trimestres du log (revenu réel par tête)	0.17	6.0***	0.11	3.2***
Log pop. en âge de travailler / population totale	0.59		0.59	
Anticipations du niveau de vie futur à partir des enquêtes	0.0052	3.8***	0.0040	1.1
Taux d'intérêt réel $ma4_{t-1}$	- 0.08		- 0.08	
Taux d'intérêt réel $ma4_{t-5}$	- 0.19	- 6.3***	- 0.18	- 7.1***
Taux d'intérêt réel $ma4_{t-9}$	- 0.19	- 7.1***	- 0.18	- 7.9***
Variation sur 4 trimestres du taux d'intérêt des bons du Trésor	- 0.073	- 9.2***	- 0.027	- 1.6*
Variation sur 4 trimestres du taux d'intérêt des bons du Trésor t_{t-4}	- 0.041	- 6.7***	- 0.016	- 1.2
Log cours des actions en termes réels t_{t-1}	0.015	7.3***	0.013	5.9***
Taux de chômage $ma4_{t-1}$	- 0.0034	- 5.5***	- 0.0020	- 2.2**
Taux de chômage $ma4_{t-5}$	- 0.0022	- 4.3***	- 0.0014	- 3.4***
Log cours du pétrole en termes réels $ma4_{t-1}$	- 0.0071	- 5.5***	- 0.0044	- 2.5**
Log cours du pétrole en termes réels $ma4_{t-5}$	- 0.0059	- 4.2***	- 0.0058	- 3.7***
Log taux de change réel $ma4_{t-1}$	- 0.038	- 4.5***	- 0.032	2.2**
Log taux de change réel $ma4_{t-5}$	- 0.033	- 3.0***	- 0.045	- 3.5***
<i>Diagnostic</i>				
Écart-type de l'équation	0.00184		0.00161	
DW	0.54		0.42	
R ²	0.992		0.993	

Note : les t-ratios sont corrigés de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrelation.

Significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement *, **, ou ***.

Source : Insee, Banque de France ; calculs des auteurs.

habitant allant de 0.6 % à 1 % par an. Les résultats sont robustes à ces hypothèses alternatives, et une hypothèse de croissance de 0.8 % est retenue.

Si le retournement de conjoncture économique consécutif à la crise financière mondiale (impliquant un changement de tendance) avait été pleinement anticipé, alors, considérant l'horizon temporel de 10 ans, les anticipations des ménages auraient commencé dès 2000 à intégrer le changement de tendance qui a débuté en 2009. Pour s'adapter aux données, le modèle de revenu permanent intègre la valeur actualisée du changement de tendance qui a débuté en fin 2009. Il est

peu vraisemblable que, les ménages n'aient pas pu disposer de ces informations en temps réel, aussi le revenu permanent généré jusqu'au T3 de 2009 omet cette composante du modèle économétrique. Nous supposons ensuite que les anticipations des ménages ont progressivement intégré la révision à la baisse de la tendance de croissance sur les 8 trimestres suivants de sorte qu'elles étaient complètement ajustées à partir du T4 de 2011. L'incidence de cet ajustement est que les ménages ont progressivement eu une vision trop optimiste du revenu permanent avant 2009. Cela est visible dans la figure A, qui suggère que les ménages ont surestimé le revenu permanent d'environ 3 % en 2009.

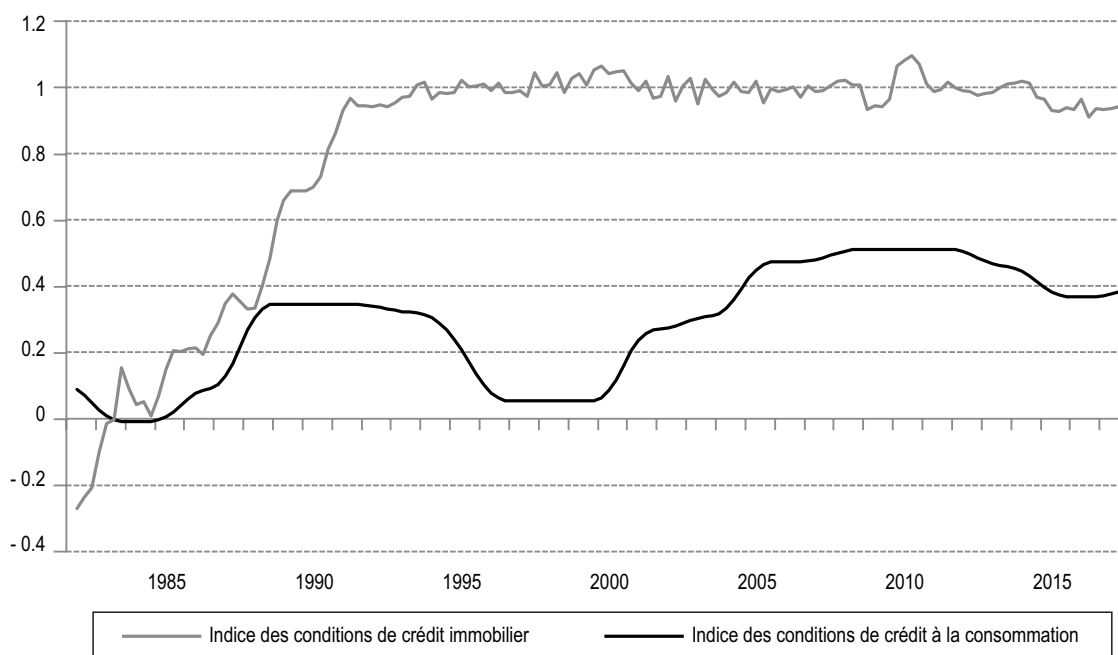
crédit a augmenté avec l'anticipation de la mise en place de la monnaie unique et, comme indiqué dans les compléments en ligne C3 et C4, les conditions de titrisation des crédits se sont assouplies, tandis que la durée des crédits immobiliers s'est allongée (de 11.8 années en moyenne en 1989 à 14.3 années en 1999 et 18.4 années en 2009). Compte tenu du service de la dette mensuel maximal autorisé aux ménages par les banques, du niveau des taux d'intérêt et de celui des revenus, ces assouplissements ont représenté une augmentation de près de 20 % de la capacité d'emprunt des ménages.

On observe ainsi une libéralisation considérable des crédits immobiliers dès la fin des années 1990 avant un nouveau recul en 2010 consécutif à la remontée de la part des créances douteuses. Il semble qu'il n'y ait pas eu beaucoup de changement dans la disponibilité des crédits à la consommation depuis 1990 environ (figures I et II).

Consommation

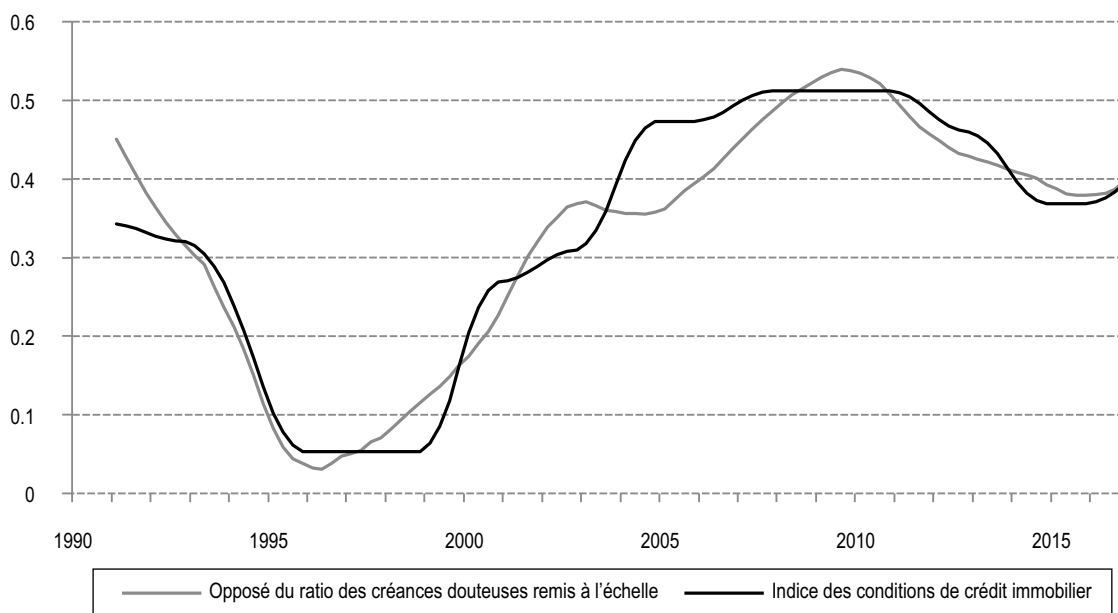
La forme générale de l'équation de consommation est définie par l'équation (2). La vitesse

Figure I
Indices estimés des conditions de crédit immobilier et à la consommation en France



Source : Insee ; calculs des auteurs (voir complément en ligne C2).

Figure II
Ratio des créances douteuses (moyenne mobile sur 8 trimestres, retardée de 2 trimestres)
et indice estimé des conditions de crédit immobilier



Source : Insee ; Banque de France ; calculs des auteurs (voir complément en ligne C2).

d'ajustement estimée, de 0.56, est élevée, indiquant une réaction vive de la consommation à ses facteurs déterminants de long terme (tableau 1). La principale différence par rapport aux estimations pour les États-Unis et le Royaume-Uni porte sur l'influence des prix immobiliers et du patrimoine immobilier.

Le taux d'intérêt réel est introduit sous la forme d'une moyenne pondérée des taux d'intérêt réels des crédits à la consommation et des crédits à l'habitat, avec pour pondération les ratios correspondants d'endettement (retardé) au revenu. Il a un effet négatif très significatif. Le ratio du

revenu permanent au revenu courant présente un coefficient légèrement supérieur à 1/2, et donc très inférieur à l'hypothèse classique du revenu permanent d'un ratio de 1, et ce bien que le revenu permanent comprenne déjà par construction un horizon bien plus court. Le coefficient des actifs liquides nets est substantiellement plus élevé que celui du patrimoine financier illiquide, ce dernier comprenant un élément d'épargne pour la retraite plus important⁶. La restriction selon laquelle le coefficient de la dette est l'opposé de celui des actifs liquides est facilement acceptée. La faible ampleur apparente de l'effet du patrimoine financier illiquide, avec une propension marginale à consommer (PMC) de 0.022, est due en partie à l'inclusion de la variable de contrôle du revenu permanent, qui est fortement affectée par le marché boursier⁷. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus sur données microéconomiques en France. En se basant sur les Enquêtes *Patrimoine* et *Budget de famille* en France, Arrondel *et al.* (2014) trouvent une PMC le patrimoine financier allant de 0 pour les ménages les plus fortunés détenant principalement des actifs illiquides, à 0.11 pour les ménages les moins fortunés détenant principalement des actifs liquides.

Le ratio patrimoine immobilier / revenu a un impact positif, mais avec une PMC (0.013) inférieure à celle des actifs financiers illiquides, et contrebalancé par un effet inverse fort de la variable de $\log(\text{prix immobiliers} / \text{revenu})$. Ces deux mesures sont assez corrélées, de sorte qu'il n'existe pas d'estimation très précise de leurs coefficients séparés. Si l'on omet l'effet négatif du ratio prix immobiliers / revenus, l'effet du ratio patrimoine immobilier/revenu devient non significatif, avec un t de Student inférieur à 1 sans que les autres coefficients soient sensiblement affectés. On répond ainsi à la question de savoir s'il existe un effet global du patrimoine immobilier sur la consommation en France : l'interprétation la plus simple est que cet effet existe pour les propriétaires, mais qu'il est contrebalancé par un effet inverse pour les locataires, dont les loyers augmentent et/ou qui doivent épargner plus pour constituer un apport personnel. Cette hypothèse est confirmée par Arrondel *et al.* (2014), qui mettent en évidence sur données microéconomiques une PMC le patrimoine immobilier allant de 0.007 à 0.011 pour les propriétaires.

L'interaction entre les conditions du crédit immobilier et le $\log(\text{prix immobiliers} / \text{revenu})$ s'avère négative et à la limite de la significativité. Ce résultat souligne l'importance de différencier la contrainte de l'apport personnel des autres contraintes pesant sur les emprunteurs.

Un assouplissement de la première uniquement est susceptible de générer un coefficient positif sur l'interaction. Un assouplissement des autres aurait probablement pour effet d'inciter une grande partie des primo-acheteurs potentiels à épargner davantage à apport personnel donné, ce qui induirait un effet négatif de l'interaction. Toutefois, les conséquences globales pour la consommation de cette spécification plus complexe sont presque les mêmes que celles décrites ci-dessous pour la période de 1996 à 2008. L'estimation de l'impact des facteurs démographiques sur la consommation, étant donné les autres variables de contrôle, alors que le patrimoine est probablement lui-même influencé par des facteurs démographiques, soulève probablement un problème de « régression fallacieuse » car la plupart des variables démographiques sont intégrées d'ordre 2⁸. Les études transversales tendent à montrer que les taux d'épargne par classe d'âge sont les plus élevés pour les ménages dans la tranche d'âge précédant la retraite, ce qui suggère d'utiliser la proportion d'adultes dans cette classe d'âge, définie comme la proportion de personnes âgées de 40 à 59 ans plus 0.4 fois celle de 60 à 64 ans, car l'âge de la retraite était de 60 ans sur la plus grande partie de notre échantillon. Le coefficient de cette variable représente approximativement la différence entre le taux d'épargne du reste des adultes et celui de ce groupe (environ 40 % de la population adulte). Il semble difficile de croire que ce nombre pourrait être supérieur à un plafond de 0.4⁹. Entre 1981 et 2016, l'augmentation de 3 % de cette proportion de la population signifierait alors un recul de 1.2 % du ratio de la consommation au revenu. Le coefficient librement estimé se situe dans un intervalle d'un écart-type autour de - 0.4, aussi nous calibrons le coefficient à cette valeur.

Le coefficient de l'indice des conditions du crédit immobilier est normalisé à 1 dans l'équation des prix immobiliers. Lorsque l'indice *MCCI* entraîne une croissance de + 1 % des prix immobiliers, alors son impact sur la consommation est estimé à

6. Le coefficient estimé est de 0.14. Toutefois, le ratio des actifs liquides nets sur le revenu présente une tendance à la baisse forte. En introduisant un faible effet de tendance lié par exemple à l'augmentation de l'espérance de vie des personnes âgées de 60 ans et plus (ce qui devrait également réduire le ratio de la consommation sur le revenu), on peut facilement admettre un coefficient de 0.12, proche des estimations pour les États-Unis et le Royaume-Uni. Heureusement, une telle modification n'a que peu d'effet sur les autres estimations.

7. Ces observations sont cohérentes avec Poterba (2000), qui avance que les prétendus effets de richesse estimés dans des fonctions de consommation excluant les contrôles liés au revenu anticipé, relèvent à la fois d'effets de richesse bien réels et d'anticipations.

8. i.e. qui nécessitent d'être différenciées deux fois pour être stationnaires.

9. Les données transversales montrent un éventail plus resserré des taux d'épargne par classe d'âge. Ces données ne représentent qu'un guide approximatif car les différences brutes dans le taux d'épargne selon l'âge sont influencées par les différences de richesse.

+ 0.06 %, toutes choses égales par ailleurs. Dans l'équation des crédits à la consommation, le terme de $\ln(0.5 + CRCCI_t)$ présente un coefficient normalisé à 1. Pour les valeurs élevées de $CRCCI$, une augmentation entraînant une croissance de 1 % du crédit à la consommation implique une croissance de la consommation de 0.08 %, toutes choses égales par ailleurs. Les contributions de long terme des deux indices de conditions de crédit au log du ratio de la consommation au revenu sont représentées dans la figure III-A.

De 1983 à 1990, l'accès accru au crédit à la consommation aurait augmenté le ratio de la consommation au revenu d'environ 6 %, selon les estimations, tandis que celui au crédit à l'habitat l'aurait augmenté de 2.5 %. Toutefois, l'effet opposé induit par l'augmentation du ratio de l'endettement global au revenu, reflété dans la baisse du ratio d'actifs liquides nets (après déduction de l'endettement), s'élève à environ 3 % sur cette période.

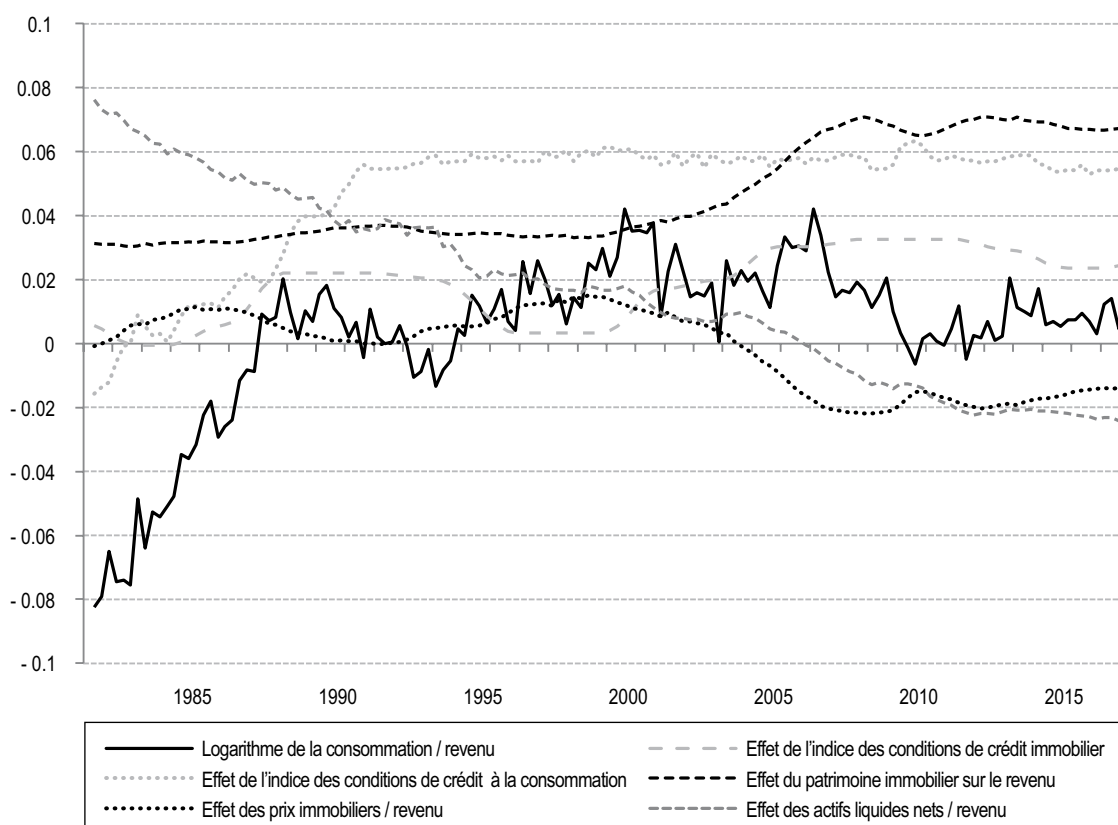
De 1996 au pic du marché immobilier et de la disponibilité du crédit à l'habitat en 2008, l'augmentation de l'accessibilité du crédit à l'habitat

représente une augmentation directe du log du ratio de la consommation sur le revenu d'environ 2.5 %, et une augmentation indirecte par le biais du patrimoine immobilier à hauteur de 3.5 %. Toutefois, ce phénomène est contrebalancé presque intégralement par un effet négatif de 3.5 % de la hausse des prix immobiliers par rapport au revenu et par un effet négatif de 2.5 % de la baisse des actifs liquides nets par rapport au revenu, principalement due à l'augmentation de l'endettement des ménages.

Le Royaume-Uni et les États-Unis ont également connu une libéralisation du crédit à l'habitat et une forte hausse du patrimoine immobilier de 1996 à 2007. Des baisses du ratio des actifs liquides nets de l'endettement sur le revenu ont également été observées aux États-Unis et au Royaume-Uni avec des effets négatifs sur la consommation similaires à ceux constatés en France (voir Duca et Muellbauer, 2013, et Hendry & Muellbauer, 2018). Toutefois, les moindres exigences en termes d'apport personnel et les possibilités plus grandes d'utiliser les biens immobiliers comme garantie (crédits hypothécaires rechargeables ou « *home equity withdrawal* ») ont généré un effet

Figure III-A

Effets à long terme sur le logarithme consommation / revenu en France



Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

net sur la consommation positif et sensible aux États-Unis et au Royaume-Uni, contrairement à ce que l'on voit en France.

La figure III-B montre les contributions considérables des ratios du revenu permanent et du patrimoine financier illiquide au revenu courant, ainsi que des taux d'intérêt réels, qui ont augmenté dans les années 1980 et baissé après le milieu des années 1990. La part croissante des adultes dans la classe d'âge précédant la retraite se reflète dans l'évolution démographique.

La propension à consommer peut dépendre du type de revenu. Ceci est pris en compte sous la forme d'une moyenne pondérée du log du revenu disponible des ménages conventionnel (HDI) et du log du revenu hors revenus de la propriété, avec des pondérations de ω et $1 - \omega$. La pondération estimée de log HDI est de 0.5. Puisque la variable HDI comprend les revenus de la propriété, la pondération implicite de la composante revenus de la propriété (immobilière et financière) du revenu est d'environ 0.33, contre 0.67 pour la composante hors revenus de la propriété¹⁰.

La dynamique de court terme concerne cinq variables : la variation trimestrielle du log (revenu réel) prend un coefficient négatif, ce qui suggère

que la consommation prend en compte un mélange du revenu courant et de celui du trimestre précédent. La variation sur quatre trimestres du taux de chômage a un effet négatif significatif, ce qui est comparable aux résultats observés dans d'autres pays, voir Aron *et al.* (2012). L'inflation sur les deux années précédentes a un effet négatif¹¹. Les « primes à la casse » sont très significatives, avec un effet positif, compensé par un effet négatif au cours du trimestre suivant la fin de la mesure¹². La variation annuelle du taux d'imposition sur les transactions immobilières a un effet négatif significatif sur la consommation. La spécification comprend également trois variables muettes¹³, qui peuvent représenter d'autres chocs, dus par exemple à des grèves massives ou à des inondations. Les résultats sont robustes à l'exclusion des

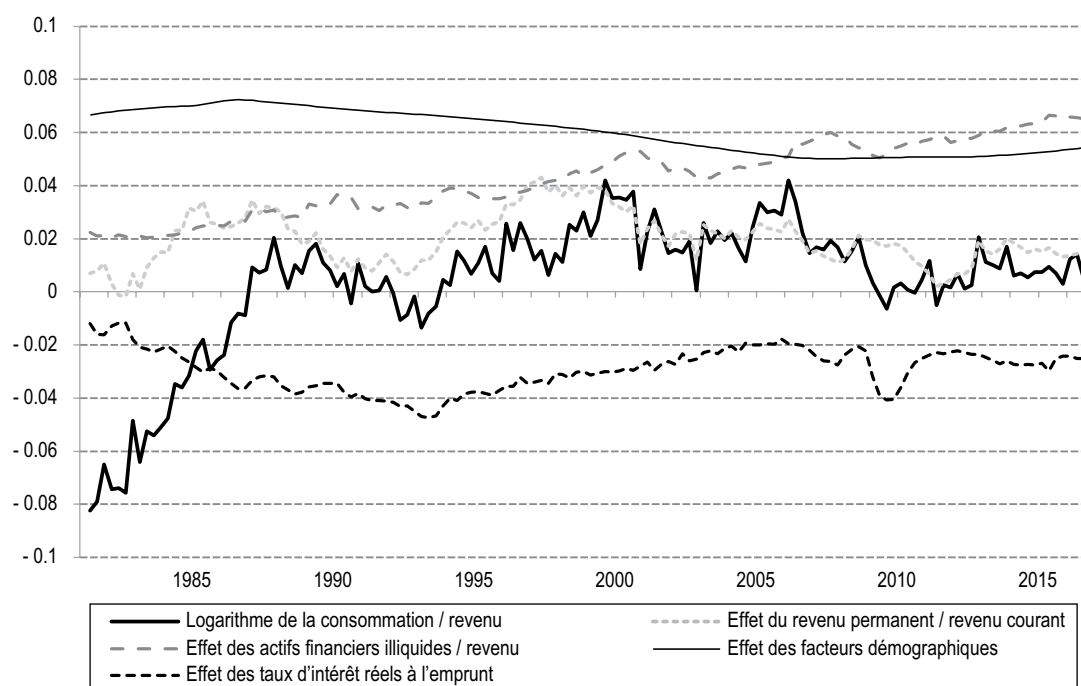
10. Si l'on ne retient que les revenus hors revenus de la propriété, alors tous les coefficients des variables de richesse augmentent. Cela n'est pas surprenant puisque les revenus de la propriété omis sont clairement associés à la propriété des actifs. L'impact négatif du ratio du prix immobilier sur le revenu augmente.

11. Il est peu probable que ce phénomène puisse relever d'un effet d'encaisses réelles car il est déjà fortement pris en compte dans le terme patrimoine liquide net/revenu. Cela peut être un indicateur supplémentaire de l'incertitude sur le revenu réel ou prendre en compte un rôle mineur des taux d'intérêt nominaux, compte tenu de l'impact fort des taux d'intérêt réels dans l'équation.

12. Diverses « primes à la casse » ont été mises en place sur des sous-périodes de 1994-1998 et de 2009-2013. Elles avaient pour objectif de stimuler l'industrie automobile en proposant une subvention pour la mise à la casse d'un ancien modèle lors de l'achat d'une automobile neuve.

13. Pour 1984T4, 1993T1 et 1995T2.

Figure III-B
Effets à long terme sur le logarithme consommation / revenu en France



Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

variables muettes, cependant le patrimoine illiquide est un peu moins significatif. Les tests de stabilité des paramètres, par exemple en menant les estimations à partir de 1986T1 au lieu de 1981T2, ou en prolongeant les estimations jusqu'au T3 de 2008 en omettant la crise financière mondiale, corroborent les estimations reportées ici. La deuxième colonne présente les estimations sur un échantillon qui s'arrête au 2008T3¹⁴.

La dernière colonne du tableau 1 présente les estimations de la fonction consommation lorsqu'on exclut les deux indicateurs des conditions de crédit. La vitesse d'ajustement chute de 0.55 à 0.2 tandis que le R^2 baisse de 0.71 à 0.57. Le coefficient du log du ratio des prix immobiliers au revenu change de signe et devient positif, tandis que celui du ratio patrimoine immobilier sur le revenu devient négatif, alors même qu'aucun des deux n'est plus significatif. Les propensions marginales à consommer les actifs liquides nets et les actifs financiers illiquides augmentent toutes deux et sont beaucoup moins bien déterminées. L'orientation de ces biais peut à chaque fois être interprétée en termes de corrélations avec les conditions de crédit omises. Si l'on introduit de manière forcée les effets de richesse dans un unique ratio du patrimoine net sur le revenu en omettant le ratio du prix du logement sur le revenu, le résultat est encore pire, car l'estimation du coefficient du patrimoine net est négative. Il n'est pas étonnant que les estimations précédentes des fonctions de consommation en France mettent en évidence des effets de richesse instables (Chauvin & Damette, 2011). Conformément à la théorie avancée dans Hendry et Muellbauer (2018), la contrainte d'une unique variable de patrimoine net et l'omission des changements de conditions du crédit correspondent à une grave erreur de spécification, en particulier dans les économies qui ont connu des évolutions marquées de marché du crédit.

Les estimations comparables des effets de long terme sur la consommation des conditions de crédit et du patrimoine pour l'Allemagne, le Royaume-Uni et les États-Unis sont présentées dans le tableau 2. En Allemagne, aucun effet du patrimoine immobilier comme collatéral n'est mis en évidence. En revanche, l'effet négatif du log prix immobiliers / revenu est comparable à celui estimé pour la France. De plus, la légère variation des conditions de crédit entraîne des effets plus réduits qu'en France. Au Royaume-Uni et aux États-Unis, l'interaction des conditions du crédit immobilier et du ratio patrimoine immobilier / revenu est cruciale, ce qui suggère l'absence d'un effet de patrimoine immobilier comme collatéral avant la libéralisation du crédit à l'habitat.

Prix immobiliers

Dans l'équation des prix immobiliers, l'effet de l'indicateur des conditions du crédit immobilier est identifié à une constante près. Cette constante est choisie de façon à normaliser cet effet à un en début d'échantillon. La vitesse d'ajustement trimestrielle estimée est de 0.12, similaire à celle observée en Allemagne dans Geiger *et al.* (2016) (tableau A2-1). L'élasticité des prix immobiliers par rapport au taux nominal des crédits à l'habitat est de - 0.38 ($t = - 11.5$). Il y a également un effet de taux d'intérêt dans la mesure du coût d'usage, qui interagit avec les conditions du crédit immobilier. Lorsque *MCCI* est égal à zéro, l'effet du coût d'usage n'est pas significatif. Ces résultats sont cohérents avec le fort effet de coût d'usage estimé par Duca *et al.* (2011, 2016) sur les prix de l'immobilier aux États-Unis, du fait de l'importance des effets de levier dans ce pays.

La variable du coût d'usage est décrite en annexe 1. Elle intègre des coûts de transaction importants qui sont motivés par la faible mobilité en France. L'appréciation relative des prix immobiliers des autres pays, retardée d'un trimestre, ne ressort pas de façon significative.

L'effet du ratio du revenu sur le stock de logement net est très significatif et conforme aux « estimations centrales » de Meen (2001). De fait, le log de cette mesure a un coefficient librement estimé à près de 2 et nous imposons cette restriction, en considérant que l'élasticité aux prix de la demande globale de logement en France est de - 1/2. Cette élasticité est un peu inférieure à celle des estimations pour le Royaume-Uni, voir Cameron *et al.* (2006), et considérablement inférieure à celles des estimations pour l'Allemagne, voir Geiger *et al.* (2016)¹⁵. L'hypothèse d'un coefficient égal et opposé pour le log du revenu et le log du stock immobilier, impliquant une élasticité de la demande de logement au revenu de un, est acceptée par les données, ce qui est généralement le cas avec cette approche¹⁶. Le poids relatif du log revenu permanent par rapport au revenu courant, de 0.52, est proche de celui de 0.55 établi pour la fonction de consommation.

14. Dans la mesure où l'estimation des effets démographiques de long terme nécessite de longs échantillons, les coefficients reflétant la proportion d'adultes dans la classe d'âge précédant la retraite dans l'équation de la consommation, et ceux reflétant le log population en âge de travailler dans l'équation du revenu permanent sont fixés à leur valeur estimée sur l'échantillon complet.

15. Cela est probablement lié à la prédominance de Paris dans la structure de l'économie française, par contraste avec l'économie allemande beaucoup moins centralisée avec ses nombreux pôles métropolitains, offrant ainsi davantage d'opportunités de substitution dans la localisation géographique.

16. Ce modèle ne permet pas d'estimer l'élasticité de l'offre de logement par rapport aux prix car le stock de logements est considéré comme fixe.

Tableau 1
Estimations de la solution à long terme de la fonction de consommation en France

Variable dépendante = $\Delta \ln c_t$	Symbole	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3		1981 T2 - 2016 T4 Hors CCI ^(a)	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Vitesse d'ajustement	λ	0.56***	11.1	0.63***	10.3	0.20***	5.0
<i>Coefficients à long terme de $\log c / y$</i>							
Constante	α_0	0.08*	1.7	0.12**	2.2	- 0.11	- 0.9
Indice des conditions de crédit immobilier : <i>MCCI</i>	α_{0c}	0.064***	5.3	0.078***	4.8	0	Fix
Indice des conditions de crédit à la consommation : <i>CRCCI</i>	α_{00c}	0.058***	5.4	0.066***	4.9	0	Fix
Taux d'intérêt réel t , (pondération par l'endettement/revenu)	α_1	- 0.72***	- 7.5	- 0.65***	- 4.8	- 1.17***	- 4.0
Anticipation de croissance du revenu futur : $E \ln (y_{perm}/y)_t$	α_3	0.55***	9.9	0.59***	11.3	0.48***	3.1
Actifs liquides nets _{t-1} / y_t	γ_1	0.14***	4.4	0.13***	4.3	0.18**	2.0
Actifs financiers illiquides _{t-1} / y_t	γ_2	0.022***	3.3	0.017***	3.4	0.040**	2.3
Patrimoine immobilier _{t-1} / revenu _{t-1}	γ_3	0.013**	2.2	0.015***	2.7	- 0.013	- 0.9
Log prix immobiliers _{t-1} / revenu _{t-1}	γ_4	- 0.062**	- 2.5	- 0.081***	- 3.1	0.070	1.2
Proportion d'adultes dans la classe d'âge précédant l'âge de la retraite	γ_5	- 0.4	fixe	- 0.4	fixe	- 0.4	fixe
Pondération du revenu disponible des ménages	ω	0.5	fixe	0.5	fixe	0.5	fixe
<i>Diagnostic</i>							
Écart-type de l'équation		0.00324		0.00306		0.0390	
DW		1.93		1.86		1.85	
R ²		0.705		0.760		0.573	

(a) En excluant les deux indicateurs de conditions de crédit.
Note : significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement *, **, ou ***. Estimation selon le maximum de vraisemblance d'un système à 6 équations avec le logiciel TSP (Time Series Processor) 5.1 Les écart-types des équations correspondent aux erreurs quadratiques moyennes (RMSE) des résidus.
Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

Tableau 2
Estimations des conditions de crédit et des effets de richesse à long terme en Allemagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis.

Variable dépendante = $\Delta \ln c_t$	Symbole	Estimation pour l'Allemagne 1981 T3 - 2012 T4	t-ratio	Estimation pour le Royaume-Uni 1967 T3 - 2005 T4	t-ratio	Estimation pour les États-Unis américaine 1971 T4 - 2011 T1	t-ratio
Indice des conditions de crédit immobilier : <i>MCCI</i>	α_{0c}	0.073	5.8	0.050	3.6	-	-
Indice des conditions de crédit à la consommation : <i>CRCCI</i>	α_{00c}	0.024	1.0	-	-	0.089	7.7
Actifs liquides nets _{t-1} / y_t	γ_1	0.09	4.1	0.11	8.0	0.10	7.6
Actifs financiers illiquides _{t-1} / y_t	γ_2	0.016	2.5	0.022	8.0	0.017	8.6
Patrimoine immobilier _{t-1} / revenu _{t-1}	γ_{3c}	0.001	0.1	-	-	-	-
<i>MCCI</i> *Patrimoine immobilier _{t-1} / revenu _{t-1}	γ_{3c}			0.043	10.3	0.055	5.4
Log prix immobiliers _{t-1} / revenu _{t-1}	γ_4	- 0.069	- 3.2	-	-	-	-

Note : estimation pour l'Allemagne à partir d'une version spécifique de l'équation de Geiger *et al.* (2016) ; estimation pour le Royaume-Uni d'après Aron *et al.* (2012) ; estimation pour les États-Unis d'après Duca et Muellbauer (2013).
Source : documents cités.

Les derniers éléments de la solution de long terme sont deux variables démographiques qui se trouvent aussi dans l'équation des crédits à l'habitat : le nombre d'enfants par adulte et la proportion d'adultes dans la tranche d'âge précédant la retraite. D'une part, un nombre plus élevé d'enfants par adulte suggère un accroissement du nombre de familles, ce qui augmente la demande de logement. D'autre part, les données transversales d'Arrondel *et al.* (2016) montrent que les crédits à l'habitat sont les plus élevés pour

les ménages dans les classes des 40-49 ans et des 50-59 ans. Pour éviter de donner une importance disproportionnée aux facteurs démographiques, le coefficient du nombre d'enfants par adulte, et celui de la proportion des 40 à 60-64 ans ont été limités à 2 et 3 respectivement. Ces valeurs sont comprises dans un intervalle d'un écart-type autour de la valeur du coefficient estimé librement.

Les effets de court terme comprennent l'accélération sur deux trimestres de la part de la population

âgée de 25 à 40 ans et celle du taux de chômage. Il est à noter que ces variables sont également incluses dans la dynamique de court terme de l'équation des crédits à l'habitat, mais en prenant en compte leur variation plutôt que leur accélération.

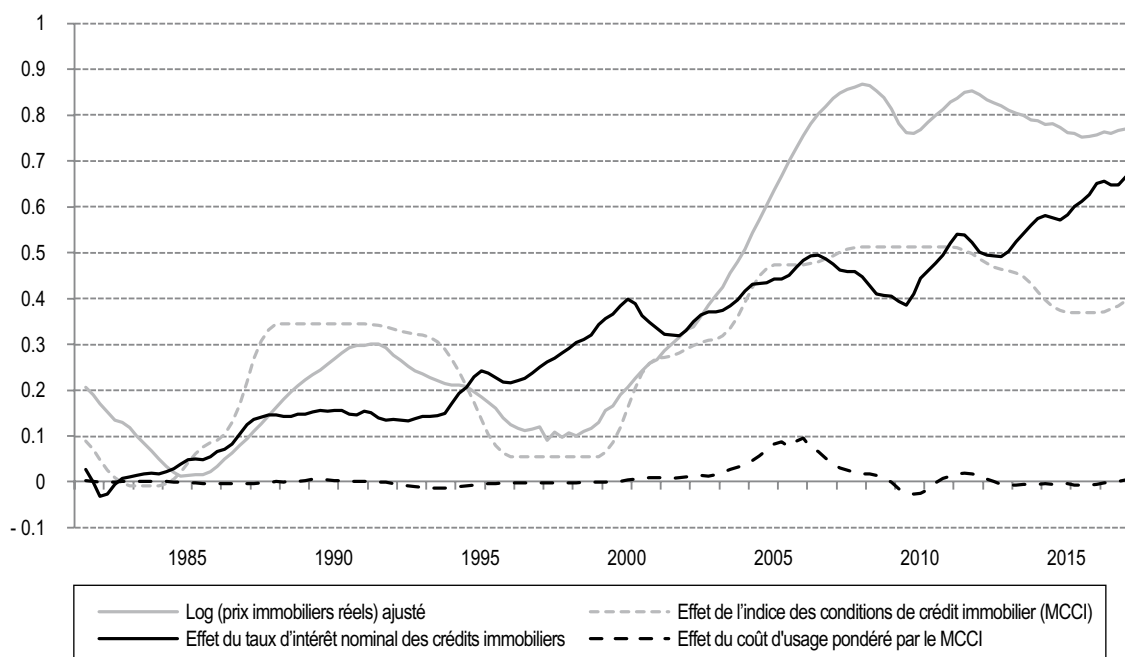
Dans la mesure où la persistance de l'appréciation des prix immobiliers est déjà intégrée dans le coût d'usage, la dynamique des prix immobiliers de court terme est prise en compte au moyen de l'accélération retardée du log du prix nominal de l'immobilier. La dynamique de court terme comprend également la variation annuelle des coûts de transaction, dont le niveau n'est pas significatif, et quelques variables muettes. Celles-ci représentent les trois trimestres suivant la faillite de Lehman Brothers.

La figure IV-A montre que la combinaison de la baisse des taux d'intérêt nominaux et de la libéralisation des conditions du crédit explique en grande partie la tendance à la hausse des prix immobiliers réels depuis 1985, tandis que les restrictions du crédit expliquent l'essentiel des baisses entre 1990 et 1996 et après 2010. L'évolution démographique, sous la forme de la baisse du nombre d'enfants par adulte, et l'augmentation de l'offre de logement par rapport au revenu et à la population, expliquent la baisse des prix immobiliers réels au début des années 1980, malgré la baisse des taux d'intérêt (figure IV-B). L'évolution

démographique explique également pour moitié la hausse après 1995, lorsque la part croissante des adultes dans la classe d'âge précédant la retraite a fait plus que compenser la baisse continue mais modérée du nombre d'enfants par adulte.

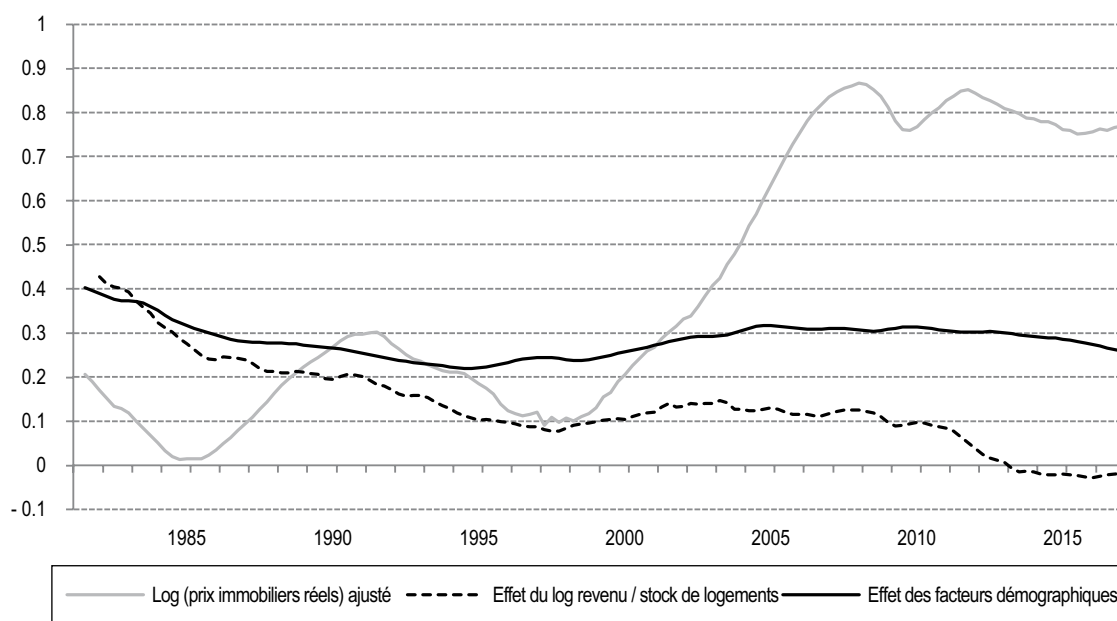
Si l'on exclut le terme *MCCI* de l'équation des prix du logement, on observe un effondrement de la vitesse d'ajustement, de 0.12 à 0.026, une forte dégradation de l'ajustement de l'équation et de l'autocorrélation des résidus. Sans les restrictions, un grand nombre des effets de long terme estimés seraient absurdes. Pour permettre de définir une solution de long terme raisonnable, les coefficients essentiels sont calibrés comme indiqué dans le tableau et les facteurs démographiques incluent aussi la proportion d'adultes âgés de 25 à 44 ans. Les résultats sont cohérents avec ceux des études recensées dans le complément en ligne C1 excluant les conditions de crédit, ce qui montre la fragilité extrême des paramètres estimés, et aboutit dans un grand nombre de cas à des élasticités estimées dont l'ordre de grandeur est très éloigné de la vraisemblance économique. Même en calibrant les données démographiques et l'impact des taux d'intérêt, le coefficient librement estimé sur le log revenu / stock de logement grimperait d'une valeur de 2 à un niveau absurde de 12 (ce qui correspondrait à une très faible élasticité de la demande au prix), tandis que la vitesse d'ajustement baisserait encore.

Figure IV-A
Effets à long terme sur le logarithme des prix immobiliers réels en France



Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

Figure IV-B
Effets à long terme sur le logarithme des prix immobiliers réels en France



Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

Encours de crédit à l'habitat

Miles (1992) et Brueckner (1994) étudient les décisions d'emprunt et d'épargne pour un investissement immobilier ou financier ainsi que les conséquences de l'assouplissement du rationnement du crédit sur l'encours de crédits à l'habitat. Toutefois, il y a peu de travaux d'économétrie systématiques sur l'endettement des ménages, comme le montrent les revues de la littérature de Fernandez-Corugedo et Muellbauer (2006) et Meen (1990). En France, comme dans la plupart des économies développées, les crédits à l'habitat représentent la majeure partie (de 70 à 80 %) de l'endettement total des ménages.

Considérant la longue durée des crédits à l'habitat, l'encours de crédits correspondant s'ajuste assez lentement aux facteurs de long terme, avec une vitesse d'ajustement trimestrielle de 0.077 ($t = 15.8$) (tableau A2-2). Cette estimation n'est pas très éloignée de celles autour de 0.065 pour le Royaume-Uni de Fernandez-Corugedo et Muellbauer (2006). Dans la solution de long terme de l'équation de l'encours de crédit à l'habitat, le log des taux d'intérêt nominaux des crédits immobiliers présente un coefficient très important de - 0.46 ($t = - 16.6$). Cet effet très fort est cohérent avec l'utilisation par les banques du ratio du service de la dette comme principal critère de prêt (complément en ligne C4). Dans le cas extrême où chaque emprunteur se situerait au niveau d'emprunt maximum permis par le plafond du

service de la dette, le coefficient du taux d'intérêt nominal serait de - 1. Ni le taux d'intérêt réel ni une mesure du coût d'usage du logement ne s'avèrent significatifs, même si le coût d'usage a une influence indirecte par le biais de son impact sur les prix immobiliers. Sans surprise, les conditions du crédit immobilier ont un effet très important, avec un coefficient de 0.59. L'effet du ratio des prix immobiliers sur le revenu varie fortement avec les conditions du crédit immobilier, mettant en évidence un effet d'interaction très significatif.

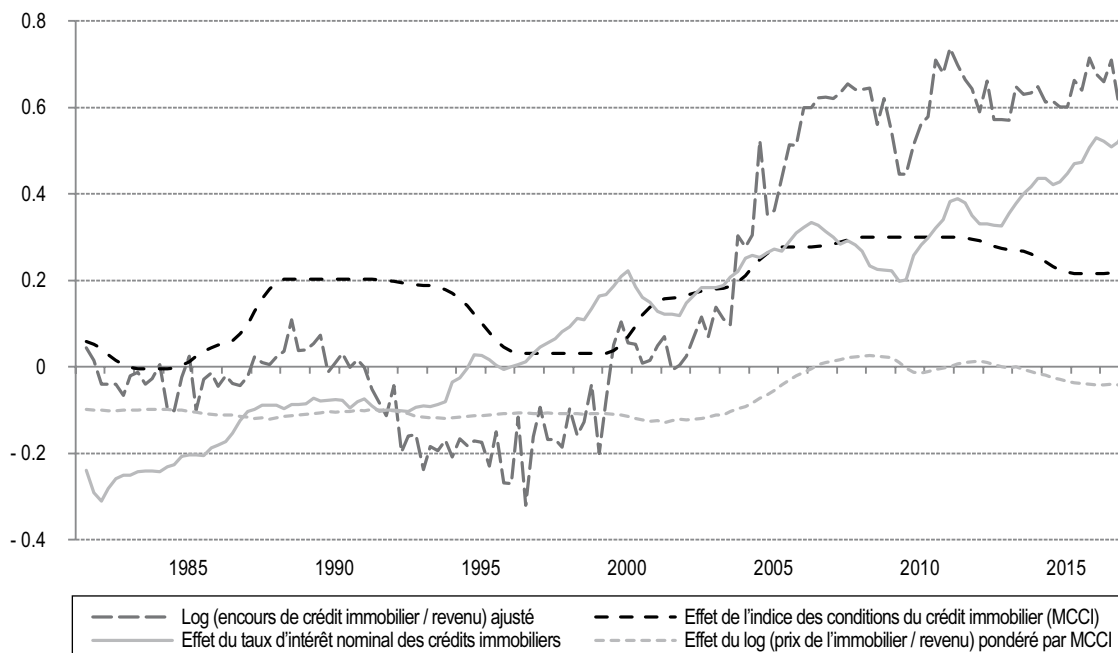
Aucune influence du patrimoine financier liquide ou illiquide ni du revenu permanent sur l'encours de crédits à l'habitat n'a pu être détectée, et une élasticité au revenu de un est acceptée par les données. Les coûts de transactions immobilières ont un effet négatif clair sur l'endettement. L'évolution démographique a un impact important, comme le suggèrent les données internationales récentes sur les taux d'investissement immobilier de Monnet et Wolf (2016) interprétées comme une mesure de la demande de logement. Le nombre d'enfants par adulte et le nombre d'adultes dans la classe d'âge précédant la retraite (comme défini ci-dessus) ont tous deux un impact direct positif fort, qui s'ajoute à leur rôle indirect *via* les prix immobiliers. Cet impact direct est calibré à 1.5 fois l'impact dans l'équation du prix du logement, ce qui est une restriction acceptable et inférieure à la valeur librement estimée. Dans la dynamique de court terme, la variation (mais non le niveau) de la part de la classe d'âge de 25 à

44 ans a un effet positif très significatif ($t = 12.4$). La dynamique de court terme comprend un effet négatif de la variation du taux de chômage sur les deux trimestres précédents ($t = -3.2$).

Les figures V-A et V-B, qui donnent les contributions à la solution de long terme, montrent que l'assouplissement des conditions du crédit immobilier, la baisse des taux nominaux des

Figure V-A

Effets à long terme sur le logarithme encours de crédit immobilier / revenu en France

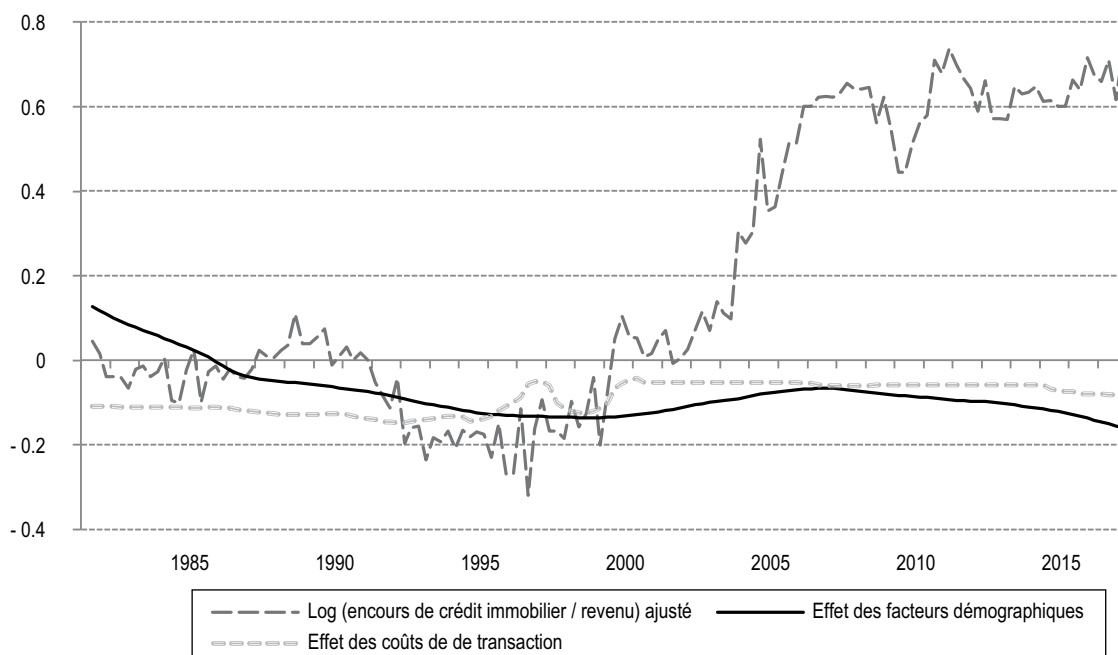


Note : étant donné la faible vitesse d'ajustement, la variable dépendante de cette figure est $\ln(debt_{t-1}/income_{t-1}) + \Delta \ln debt_t / \pi$ où π est la vitesse d'ajustement. Sans le second terme, la représentation montrerait un fort retard entre les facteurs de long terme et la variable dépendante.

Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

Figure V-B

Effets à long terme sur le logarithme encours de crédit immobilier / revenu en France



Note : étant donné la faible vitesse d'ajustement, la variable dépendante de cette figure est $\ln(debt_{t-1}/income_{t-1}) + \Delta \ln debt_t / \pi$ où π est la vitesse d'ajustement. Sans le second terme, la représentation montrerait un fort retard entre les facteurs de long terme et la variable dépendante.

Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

crédits immobiliers, l'interaction de la libéralisation du crédit avec le ratio des prix immobiliers sur le revenu et les facteurs démographiques sont essentiels pour comprendre l'essor du ratio de l'encours de crédits immobiliers au revenu. On observe une influence positive modeste de la baisse des coûts de transaction (figure V-B) et un effet notable de l'évolution démographique, en particulier lié à la baisse du nombre d'enfants par adulte, compensé en partie par l'augmentation de la proportion d'adultes dans la classe d'âge précédant la retraite.

Si l'on omet l'indice des conditions du crédit immobilier de l'équation de l'encours de crédits correspondant, la vitesse d'ajustement baisse, mais de manière modeste uniquement, tandis que l'écart-type de l'équation augmente. L'équation devient dominée par le ratio des prix immobiliers sur le revenu, qui constitue clairement une approximation des conditions de crédit omises, même si le log du taux nominal des crédits immobiliers reste très significatif.

* *
*

Les fonctions de consommation des modèles économétriques (non DSGE) actuels utilisés par les banques centrales réduisent l'impact du portefeuille de ménages à celui du seul patrimoine net et négligent les changements des conditions de crédit. Seule une petite partie des interactions entre les secteurs des ménages et de la finance est ainsi jugée pertinente. Les résultats empiriques du présent article, obtenus avec les données statistiques trimestrielles de la France entre 1981 et 2016, contredisent fortement ces hypothèses simplificatrices.

La consommation et le patrimoine des ménages réagissent à des facteurs communs (changements des conditions de crédit, des taux d'intérêt, des anticipations de revenus ou encore des facteurs démographiques), qui doivent être identifiés pour isoler correctement, en creux, les effets de richesse et mettre en lumière toutes les répercussions directes et indirectes de la politique monétaire sur la consommation. Pour distinguer les facteurs communs déterminant la consommation et la composition du patrimoine des ménages de simples relations causales, il est nécessaire de modéliser les principales composantes du patrimoine des ménages, en particulier les prix immobiliers, qui dérivent de la demande immobilière pour un stock de logements donné. Le modèle

développé ici comprend par conséquent des équations pour évaluer la consommation, les prix immobiliers, l'endettement immobilier, le crédit à la consommation, les actifs liquides et le revenu permanent. Les variables de contrôle couvrent aussi les conditions de crédit applicables aux crédits immobiliers comme non immobiliers, estimées comme des variables latentes communes à plusieurs équations, les taux d'intérêt, les anticipations de revenu ainsi que les facteurs démographiques.

Les modèles macroéconométriques estimés jusqu'ici, qui excluent les deux indicateurs de conditions de crédit, donnent des explications peu satisfaisantes des évolutions de la consommation, des prix immobiliers et du crédit à la consommation. L'interprétation de ces deux variables latentes comme des indicateurs de disponibilité du crédit est cohérente avec de nombreux éléments. La libéralisation financière a assoupli les conditions du crédit immobilier en France à partir de 1984. Par la suite, les variations de ces conditions de crédit présentent une corrélation négative forte avec celles des créances douteuses des banques. Le revenu permanent influe fortement sur la consommation mais, du fait que le revenu de chaque ménage suit une évolution incertaine, idiosyncratique et non assurable, le revenu courant joue aussi un rôle. En France, la propension marginale à consommer le patrimoine financier est comparable à celle observée aux États-Unis, au Royaume-Uni et en Allemagne, avec une propension marginale à consommer les actifs liquides nets de l'endettement très supérieure à celle des actifs financiers illiquides. Toutefois, comme en Allemagne, l'impact du patrimoine immobilier ou des garanties immobilières est globalement très inférieur à celui estimé aux États-Unis ou au Royaume-Uni, en raison de l'absence d'hypothèque rechargeable (« *home equity withdrawal* »). La BCE (2009) souligne ce phénomène comme un facteur majeur expliquant le haut niveau d'hétérogénéité entre les pays en termes de patrimoine immobilier ou d'effets des garanties immobilières sur la consommation. Arrondel *et al.* (2014) corroborent ces résultats, en mettant en évidence un faible effet de richesse immobilière chez les propriétaires français à partir de données microéconomiques. De plus, les estimations présentées ici suggèrent un effet négatif de la hausse des prix immobiliers sur la consommation globale. Ce résultat peut être interprété de la manière suivante : compte tenu des réglementations financières relativement strictes en France, une hausse des prix immobiliers par rapport au revenu oblige les ménages plus jeunes à épargner

davantage s'ils envisagent d'accéder à la propriété, tandis que les autres locataires anticipent une hausse des loyers et épargnent davantage pour y faire face.

Lors de l'envolée des prix immobiliers en France entre 1996 et 2008, le léger effet de richesse positif sur la consommation et l'impact de l'assouplissement des conditions du crédit immobilier ont ainsi été compensés par l'impact négatif de la hausse des prix du logement et de l'endettement. La France est donc très différente des économies anglo-saxonnes où les crédits à la consommation garantis par un bien immobilier et les crédits hypothécaires rechargeables (« *home equity loans* ») génèrent un fort impact du patrimoine immobilier sur la consommation. En conséquence, et en dépit de la hausse des prix immobiliers, la France n'a pas connu d'envolée de la consommation à l'anglo-saxonne, où l'effet de l'accélérateur financier par le biais des crédits garantis par un bien immobilier s'est avéré puissant et déstabilisant. Un autre élément caractéristique du boom des prix immobiliers aux États-Unis était une surévaluation des prix du logement liée à des anticipations extrapolatives, probablement accrue par les niveaux

élevés d'effet de levier. Les données empiriques montrent que la surévaluation des prix immobiliers liée à des anticipations extrapolatives est restée relativement limitée en France, ce qui est cohérent avec la relative rigueur de la réglementation qui limite l'endettement des ménages français. Cela suggère que ce facteur constitue un risque réduit pour la stabilité financière.

Les prix immobiliers dépendent des taux d'intérêt et bien sûr, du revenu et de l'offre de logement. De plus, la consommation comme les revenus des ménages réagissent tous deux aux taux d'intérêt, ce qui signifie que les taux d'intérêt et les revenus sont des sources potentielles de fragilité pour les marchés de l'immobilier résidentiel et des crédits immobiliers en France. Toutefois, la transmission monétaire par les actifs financiers illiquides est beaucoup plus limitée, vraisemblablement car les montants détenus sont plus faibles en France qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni. Ces conclusions suggèrent que cette modélisation du secteur immobilier, intégrée à un modèle économétrique plus large permettant de simuler différents scénarios, est utile pour étudier différentes questions de politique monétaire, y compris la stabilité financière. □

BIBLIOGRAPHIE

- Adda, J. & Cooper R. (2000).** Balladurette and Juppette: A Discrete Analysis of Scrapping Subsidies. *Journal of Political Economy*, 108(4), 778–806.
<https://doi.org/10.1086/316096>
- Aron, J. & Muellbauer J. (2013).** Wealth, Credit Conditions and Consumption: Evidence from South Africa. *Review of Income and Wealth*, 59(S1), 161–196.
<https://doi.org/10.1111/roiw.12033>
- Aron, J., Duca J., Muellbauer, J., Murata, K. & Murphy, A. (2012).** Credit, Housing Collateral and Consumption: Evidence from Japan, the U.K. and the U.S. *Review of Income and Wealth*, 58(3), 397–423.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2011.00466.x>
- Arrondel, L., Bartiloro, L., Fessler P., Lindner, P., Mathä, T. Y., Rampazzi, C., Savignac, F., Schmidt, T., Schürz, M. & Vermeulen, P. (2016).** How Do Households Allocate Their Assets? Stylized Facts from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey. *International Journal of Central Banking*, 12(2), 129–220.
<https://www.ijcb.org/journal/ijcb16q2a4.pdf>
- Arrondel, L., Lamarche, P. & Savignac, F. (2014).** Consommation et patrimoine des ménages : au-delà du débat macroéconomique. *Économie et statistique*, 472-473, 21–48.
<https://doi.org/10.3406/estat.2014.10487>
- Avouyi-Dovi, S., Borgy, V., Pfister, C., Scharnagl, M. & Sedillot, F. (2014).** Households' Portfolio Choices: A comparison between France and Germany (1978-2009). In: Winkler, B., Van Riet, A. et Bull, P. (Eds.) *A Flow of Funds Perspective on the Financial Crisis*. London: Palgrave MacMillan.
<https://doi.org/10.1057/9781137352989>
- Bernard, J.-B. & Berthet, L. (2015).** French Households Financial Wealth: Which Changes in 20 Years? *Insee working paper* N° G2015-18.
<https://www.insee.fr/en/statistiques/1304139>
- Beyer, A., Coeuré, B. & Mendicino, C. (2017).** Foreword – The Crisis, Ten Years After: Lessons Learnt for Monetary and Financial Research. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 494-495-496, 45–64.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.494t.1918>
- Blanchard, O. (2018).** On the Future of Macroeconomic Models. *Oxford Review of Economic Policy*, 34(1-2), 43–54.
<https://doi.org/10.1093/oxrep/grx045>
- Bontemps, C. & Mizon, G. E. (2008).** Encompassing: Concepts and Implementation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 721–775.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00528.x>
- Brueckner, J. K. (1994).** The Demand for Mortgage Debt, Some Basic Results. *Journal of Housing Economics*, 3(4), 251–262.
<https://doi.org/10.1006/jhec.1994.1012>
- Buiter, W. H. (2010).** Housing wealth isn't wealth, Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal. *Kiel Institute for the World Economy*, 4(22), 1–29.
<http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2010-22>
- Cameron, G., Muellbauer J. & Murphy A. (2006).** Was There A British House Price Bubble? Evidence from a Regional Panel. *CEPR discussion paper* N° 5619.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:cpr:ceprdp:5619>
- Campbell, J. Y. (1987).** Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis. *Econometrica*, 55(6), 1249–1273.
<https://doi.org/10.2307/1913556>
- Carroll, C. D. (1992).** The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 23(2), 61–135.
<https://www.jstor.org/stable/pdf/2534582.pdf?refreqid=excelsior%3A98b10439495b153775671dbb871b4ca>
- Carroll, C. D. (2000).** Requiem for the Representative Consumer? Aggregate Implications of Microeconomic Consumption Behavior, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 90(2), 110–115.
<http://dx.doi.org/10.1257/aer.90.2.110>
- Carroll, C.D. (2001).** A Theory of the Consumption Function with and without Liquidity Constraints, *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 23–45.
<https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.15.3.23>

- Carroll, C. D. (2014).** Representing Consumption and Saving without a Representative Consumer. In: D. W. Jorgenson, J. S. Landefeld, and P. Schreyer (Eds). *Measuring Economic Sustainability and Progress*, pp. 115–134. University of Chicago Press: National Bureau of Economic Research
<http://www.nber.org/chapters/c12830>
- Cerutti, E., Dagher, J. & Dell’Ariccia. G. (2017).** Housing Finance and Real Estate Booms: A Cross-Country Perspective. *Journal of Housing Finance*, 38, 1–13.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2017.02.001>
- Clark, R., Lusardi, A. & Mitchell, O. S. (2017).** Employee Financial Literacy and Retirement Plan Behavior: A Case Study. *Economic Inquiry*, 55(1), 248–259.
<http://dx.doi.org/10.1111/ecin.12389>
- Chauvin, V. & Damette, O. (2011).** Effets de richesse: le cas français. *Économie et Statistique*, 438-439-440, 111–140.
<https://doi.org/10.3406/estat.2010.9595>
- Deaton, A. (1991).** Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, 59(5), 1221–1248.
<https://www.jstor.org/stable/pdf/2938366.pdf?refreqid=excelsior%3Ab2433935d363f4f1c41072569241c6d1>
- Deaton, A., (1992).** *Understanding Consumption*. Oxford: Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1002/jae.3950090109>
- Duca, J., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2011).** House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience. *The Economic Journal*, 121(552), 533–551.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02424.x>
- Duca, J., & Muellbauer, J. (2013).** Tobin LIVES: Integrating Evolving Credit Market Architecture into Flow of Funds Based Macro-Models. In: B. Winkler, A. van Riet and P. Bull (Eds.), *A flow-of-funds perspective on the financial crisis*, Vol. 2. London: Palgrave-Macmillan. Also ECB Working Paper N° 1581, August 2013.
<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1581.pdf>
- Duca, J., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2016).** How Mortgage Finance Reform Could Affect Housing. *American Economic Review*, 106(5), 620–624.
<https://doi.org/10.1257/aer.p20161083>
- ECB (2009).** Housing Wealth and Private Consumption in the Euro Area. *Monthly bulletin*, January 2009 59–71.
https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mb200901_pp59-71en.pdf?575d70264f5fb10af91292ae92c6ff25
- Fernandez-Corugedo, E. & Muellbauer J. (2006).** Consumer Credit Conditions in the U.K. *Bank of England working paper* N° 314.
<http://www.bankofengland.co.uk/research/Documents/workingpapers/2006/WP314.pdf>
- Fesseau, M., Bellamy, V. & Raynaud, E. (2009).** Les inégalités entre ménages dans les comptes nationaux, *Insee Première* N° 1265.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1280709>
- Friggit, J. (2010).** Le prix des logements sur le long terme. *Rapport du Conseil général de l’Environnement et du Développement durable*.
http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/evolution-prix-immobilier-friggit_cle0c611b.pdf
- Geiger, F., Muellbauer, J. & Rupperecht, M. (2016).** The Housing Market, Household Portfolios and the German Consumer. *ECB working paper* N° 1904.
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1904.en.pdf>
- Gouriéroux, C. & Laferrère, A. (2009).** Managing Hedonic Housing Price Indexes: The French Experience. *Journal of Housing Economics*, 18(3), 206–213.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.07.012>
- Hall, R. E. (1978).** Stochastic Implications of the Life Cycle-permanent Income Hypothesis, Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–87.
<https://doi.org/10.1086/260724>
- Hedlund, A., Karahan, F., Mitman, K. & Ozkan, S. (2017).** Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel. *Society for economics dynamics meeting paper* N° 1610.
https://economicsdynamics.org/meetpapers/2017/paper_1610.pdf
- Hendry, D. F. & Muellbauer, J. (2018).** The Future of Macroeconomics: Macro Theory and Models at the Bank of England. *Oxford Review of Economic Policy*, 34(1-2), 287–328.
<https://doi.org/10.1093/oxrep/grx055>
- Mian, A. and Sufi, A. (2018).** Finance and Business Cycles: the Credit-Driven Household Demand Channel. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 31–58.
<https://doi.org/10.1257/jep.32.3.31>

- Jordà, O., Schularick, M. & Taylor, A.M. (2016).** The Great Mortgaging: Housing Finance, Crises and Business Cycles. *Economic Policy*, 31(85), 107–152. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiv017>
- Kaplan, G., Violante, G. & Weidner, J. (2014).** The Wealthy Hand-to-Mouth. *Brookings Papers on Economic Activity Spring*, 45(1), 77–144. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2014a_Kaplan.pdf
- Kaplan, G., Moll, B. & Violante, G. (2018).** Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, 108(3), 697–743. <https://doi.org/10.1257/aer.20160042>
- Kaplan, G. & Violante, G. (2018).** Microeconomic Heterogeneity and Macroeconomic Shocks. *Journal of Economic Perspectives* (forthcoming).
- La Cava, G., Hughson, H. & Kaplan, G. (2016).** The Household Cash Flow Channel of Monetary. Reserve Bank of Australia, *Policy Research Discussion Paper*. <https://www.rba.gov.au/publications/bulletin/2016/sep/3.html>
- Meen, G. P. (1990).** The Measurement of Rationing and the Treatment of Structural Change in the UK Mortgage Market. *Journal of Applied Econometrics*, 5(2), 167–187. <https://doi.org/10.1002/jae.3950050205>
- Meen, G. P. (2001).** *Modelling Spatial Housing Markets*. New York: Springer US. <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1673-6>
- Mian, A., Sufi, A. & Verner, E. (2017).** Household Debt and Business Cycles Worldwide. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1755–1817. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx017>
- Mian, A. & Sufi, A. (2014).** *House of Debt: How They (and You) Caused the Great Recession, and How We Can Prevent It from Happening Again*. Chicago: University of Chicago Press.
- Miles, D. (1992).** Housing Markets, Consumption and Financial Liberalization in the Major Economies. *European Economic Review*, 36(5), 1093–1136. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90048-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90048-2)
- Monnet, E. & Wolf, C. (2016).** Demographic Cycle, Migration and Housing Investment: a Causal Examination. Banque de France, *Document de travail* N° 591. https://www.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/document-de-travail_591_2016.pdf
- Muellbauer, J. (2007).** Housing, Credit and Consumer Expenditure. in *Housing, Housing Finance, and Monetary Policy. A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 30 August 30- September 1, 2007*, 267–334. Annual series: Federal Reserve Bank of Kansas City. https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/2007/PDF/Muellbauer_0415.pdf
- Muellbauer, J., St. Amant P. & Williams, D. (2015).** Credit Conditions and Consumption, House Prices and Debt: What Makes Canada Different? Bank of Canada, *Staff Working Paper* 2015-40. <http://publications.gc.ca/pub?id=9.806007&sl=0>
- Muellbauer, J. & Lattimore, R. (1995).** The Consumption Function: a Theoretical and Empirical Overview. In: Pesaran, M. H. & Wickens, M. (Eds.) *Handbook of applied econometrics: macroeconomics*, pp. 221–311. Oxford: Blackwell. <https://doi.org/10.1111/b.9780631215585.1999.x>
- Poterba, J. (2000).** Stock Market Wealth and Consumption. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 99–118. <https://doi.org/10.1257/jep.14.2.99>
- Wilhelm, F. (2005).** L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France est-elle soutenable ? *Bulletin de la Banque de France*, août 2005. https://www.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/banque_de_france/archipel/publications/bdf_bm/etudes_bdf_bm/bdf_bm_140_etu_2.pdf

ANNEXE 1

DONNÉES, DÉFINITIONS ET SOURCES

c : désigne la consommation par tête définie comme la consommation totale hors services financiers, à prix constants et déflatée par la population (source : comptabilité nationale, Insee – Institut National de la Statistique et des Études Économiques).

y : désigne le revenu par tête comme moyenne géométrique du revenu disponible des ménages et du revenu disponible hors revenus de la propriété (source : comptabilité nationale, Insee).

LA : désigne les actifs liquides, qui recouvrent les espèces (pièces et billets), les dépôts sur compte courant, les comptes épargne liquides, les titres de créance à court terme et les fonds de placement à court terme (source : comptes nationaux financiers, Banque de France)¹⁷.

NLA : désigne les actifs liquides nets de l'endettement (source : comptes nationaux financiers, Banque de France).

IFA : désigne les actifs financiers illiquides, qui recouvrent tous les actifs financiers à l'exception des actifs liquides tels que définis ci-dessus (source : comptes nationaux financiers, Banque de France).

HA : désigne les actifs immobiliers bruts, publiés dans les statistiques annuelles depuis 1978. Ils comprennent les logements et les terrains en construction (sources : comptabilité nationale, Insee).

mdebt : désigne les crédits à l'habitat destinés aux ménages (source : Banque de France). Une série sur une longue période a été constituée par Wilhelm (2005). Les crédits hypothécaires au sens juridique strict constituent une minorité des crédits immobiliers en France et ne font pas l'objet de statistiques publiées fréquemment. De fait, la plupart des crédits immobiliers sont garantis par un organisme spécialisé qui mutualise les risques sur les revenus (62 % des nouveaux crédits en 2011 selon l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution – ACPR –, autorité française de régulation des banques et compagnies d'assurance). De ce fait, la plupart des crédits ne sont pas garantis par des biens immobiliers, mais par les revenus des ménages emprunteurs. Toutefois, lorsqu'un crédit immobilier n'est pas remboursé, un ménage peut se trouver obligé de vendre sa maison. De ce fait, l'impact sur le marché immobilier peut ne pas être très différent de celui d'un crédit hypothécaire.

cdebt : désigne le crédit à la consommation, qui recouvre toutes les formes de découvert de carte de crédit, de prêts personnels, de découverts et de crédits destinés à l'achat de biens durables autres que des biens immobiliers (source : Banque de France).

hp et **rhp** : désignent respectivement les prix immobiliers et les prix immobiliers réels (source : OCDE) : il existe un indice des prix immobiliers officiel pour toute la France, corrigé des effets de qualité et constitué d'après les données de notaires, depuis 1996 uniquement (Gouriéroux & Laferrère, 2009). Auparavant, le seul indice officiel existait était un indice parisien publié par l'Insee depuis 1980. L'OCDE publie un indice basé sur un indice annuel élaboré par Friggit (2010) sur la base des informations de vente répétées. Avant 1997, les variations du log des prix immobiliers annuels réels à $t - 1$ sont remplacées par leurs valeurs ajustées par régression de la croissance sur les crédits à l'habitat, l'inflation et le revenu et les données retardées de quatre trimestres de la variation annuelle du log des prix immobiliers réels.

rdepr : désigne le rendement des actifs liquides mesuré par une moyenne pondérée du taux d'intérêt réel sur les comptes épargne réglementés (source : Banque de France), d'un taux nul pour les dépôts non générateurs d'intérêt (ce qui est la règle en France) et le taux d'intérêt après impôt sur les fonds communs de placements du marché monétaire (lesquels ont été développés plus tôt en France

que dans la plupart des autres pays européens en raison d'avantages fiscaux) (source : Bernard & Berthet, 2015).

ncr et **rcr** : désignent les taux d'intérêt nominal et réel sur les crédits à la consommation. Les taux d'intérêt sur les crédits à la consommation sont constitués par la moyenne à pondération égale des taux sur les découverts et des prêts à la consommation proprement dit mesurés par une enquête sur les taux d'intérêt des institutions financières monétaires (MIR) harmonisée au niveau de la zone euro depuis 2003 (source : Banque de France). Avant cette date, ils ont été rétropolés à partir de la moyenne des taux minimum et maximum.

nmr : désigne le taux d'intérêt nominal des crédits à l'habitat ajusté le cas échéant de l'allègement fiscal sur les intérêts versés au titre de crédits pour la résidence principale. Les taux d'intérêt sur les crédits immobiliers recouvrent ceux des nouveaux prêts accordés par les banques à un taux fixe, selon l'enquête sur le coût du crédit (source : Banque de France). Avant 1980, ils ont été rétropolés à partir de la moyenne des taux minimum et maximum. Les données sur les allègements fiscaux sont tirées de la comptabilité nationale du secteur immobilier (source : ministère du Logement).

user : désigne le coût d'usage, défini comme le taux d'intérêt réel des crédits à l'habitat après impôt moins la plus-value réelle anticipée, plus des coûts de transaction annualisés estimés à 4.5 %¹⁸ de la valeur et une prime de risque variable dans le temps. La prime de risque variable dans le temps est définie par la volatilité des variations annuelles des prix immobiliers réels sur les quatre dernières années, avec une pondération dégressive avec l'éloignement dans le temps : $(ad4lrhp + 0.7 * ad4lrhp(-4) + (0.7^{**2}) * ad4lrhp(-8) + (0.7^{**3}) * ad4lrhp(-12)) / (1 + 0.7 + (0.7^{**2}) + (0.7^{**3}))$, où $ad4lrhp$ désigne la valeur absolue de la variation annuelle du log prix immobiliers réels.

demog : désigne les facteurs démographiques, représentés par des statistiques annuelles publiées à chaque 1^{er} janvier (source : Insee). Ces données ont été complétées par interpolation et retardées en tant que besoin. Dans le modèle du revenu permanent, la démographie joue sur la proportion de la population en âge de travailler de chaque classe d'âge, mesurée comme une moyenne sur 8 trimestres glissants, par rapport à la population totale.

h : désigne le stock de logements, reconstitué de manière réursive, selon le principe de l'inventaire permanent, à partir des données de stock de logements à prix courants (sources : comptabilité nationale, Insee). Le niveau est déterminé d'après la valeur du stock en 2010. La formation brute de capital fixe désigne la FBCF immobilière en volume et le taux de dépréciation est celui utilisé dans la comptabilité nationale.

θ : désigne l'incertitude du revenu, estimée par la variation du taux de chômage sur quatre trimestres dans l'équation de la consommation, et par les variations sur deux trimestres dans les autres équations.

trans : désigne les coûts de transaction d'après « valeur-immobilier-France » (source : ministère du Logement).

L'impact des primes à la casse est calculé d'après Adda et Cooper (2000) pour la première période, et extrapolé à partir de la relation aux immatriculations de véhicules pour la seconde période.

17. Comme la consommation et le revenu, tous les éléments de patrimoine sont déflatés par le déflateur de la consommation et la population.

18. Pour une transaction donnée, les coûts réels, y compris les coûts de déménagement, sont bien plus élevés. La distribution de la valeur actualisée sur quelques années de propriété peut vraisemblablement être de l'ordre de 4.5 %. Ce chiffre est cohérent avec les faibles niveaux de mobilité en France.

ESTIMATIONS DES ÉQUATIONS DE PRIX DU LOGEMENT ET D'ENCOURS DE CRÉDITS À L'HABITAT

Tableau A2-1

Estimation d'une solution à long terme de l'équation des prix immobiliers en France

Variable dépendante = $D \ln hp_t$	Symbole	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3		1981 T2 - 2016 T4 Hors $MCCI^{(a)}$	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Vitesse d'ajustement		0.123***	12.6	0.126***	10.3	0.026***	10.8
<i>Coefficients à long terme</i>							
Constante	h_0	- 5.95***	- 51.8	- 14.0***	- 38.9	- 8.8***	- 25.9
Indice des conditions de crédit immobilier : $MCCI$	h_{0c}	1	fix	1	fix	0	fix
Log taux nominal sur les crédits immobiliers	h_1	- 0.38***	- 12.4	- 0.39***	- 9.1	- 0.38	fix
Log coût d'usage $MCCI$	h_2	- 0.07***	- 2.8	- 0.14*	- 1.8	- 0.87*** (a)	- 8.4
Coefficient sur la prime de risque du coût d'usage	h_{2a}	0.63***	12.0	0.72***	10.2	0.96***	16.5
Log (revenu réel / stock de logement)	h_3	2	fix	2	fix	2	fixe
Revenu permanent / actuel	h_4	0.52***	3.8	0.41***	2.7	0.52	fixe
Nombre d'enfants par adulte	h_{5a}	2	fixe	2	fixe	3	fixe
Nombre d'adultes dans la classe d'âge précédant l'âge de la retraite/total adultes	h_{5b}	3	fixe	3	fixe	4	fixe
Nombre d'adultes 25-44 ans / total adultes	h_{5c}	0	fixe	0	fixe	2.2***	3.2
<i>Diagnostic</i>							
Écart-type de l'équation		0.00234		0.00235		0.00482	
DW		1.83		1.72		0.84	
R ²		0.973		0.969		0.887	

(a) Sans interaction avec $MCCI$.

Note : significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement *, **, ou ***. Estimation selon le maximum de vraisemblance d'un système à 6 équations avec le logiciel TSP (Time Series Processor) 5.1 Les écart-types des équations correspondent aux erreurs quadratiques moyennes (RMSE) des résidus.

Source : Banque de France ; Insee ; calculs des auteurs.

Tableau A2-2

Estimations de la solution à long terme de l'équation d'encours de crédits immobiliers hypothécaires

Variable dépendante = $\Delta \ln mdebt_t$	Symbole	1981 T2 - 2016 T4		1981 T2 - 2008 T3		1981 T2 - 2016 T4 Hors $MCCI$	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Vitesse d'ajustement	π	0.077***	15.8	0.088***	3.3	0.057***	10.8
<i>Coefficients à long terme de log (mdebt réel / y)</i>							
Constante	m_0	- 2.7***	- 27.9	- 2.9***	- 25.5	- 7.1***	- 4.7
Indice des conditions de crédit : $MCCI$	m_{0c}	0.59***	12.2	0.55***	10.5	0	-
Log taux nominal sur les crédits immobiliers	m_1	- 0.46***	- 16.6	- 0.38***	- 10.4	- 0.59***	- 12.3
Log (prix immobiliers / y)	m_4	0	-	0	-	0.97	14.9
$MCCI \times \log (\text{prix immobiliers} / y)$	m_{4c}	0.70***	5.6	0.86***	5.4	0	-
Effet composite des facteurs démographiques de l'équation des prix immobiliers	m_5	1.5	fix	1.5	fix	1.5	fix
Coûts de transaction	m_9	- 2.9***	- 4.2	- 3.9***	- 2.7	- 5.1***	- 4.4
<i>Diagnostic</i>							
Écart-type de l'équation		0.00322		0.00327		0.00374	
DW		2.10		2.21		1.77	
R ²		0.902		0.906		0.870	

Note : significativité statistique aux niveaux de 10 %, 5 % ou 1 % notée respectivement *, **, ou ***. Estimation selon le maximum de vraisemblance d'un système à 6 équations avec le logiciel TSP (Time Series Processor) 5.1 Les écart-types des équations correspondent aux erreurs quadratiques moyennes (RMSE) des résidus.

Source : Banque de France ; Insee ; OCDE ; calculs des auteurs.

L'impact de la hausse des droits de mutation immobiliers de 2014 sur le marché du logement français

The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the French housing market

Guillaume Bérard* et Alain Trannoy*

Résumé – Cette étude estime les effets d'une hausse de la part départementale des taux des droits de mutation à titre onéreux (DMTO) de 3.80 % à 4.50 %. L'augmentation des DMTO n'a pas été votée par tous les départements à la même date, ce qui constitue le point de départ d'une expérience naturelle. En utilisant la méthode des doubles différences, nous estimons deux effets principaux. (1) Un effet d'anticipation, un mois avant la mise en œuvre de la réforme, afin d'éviter l'augmentation des DMTO. (2) Un effet de rétention dans la période postérieure à la réforme. Au final, l'effet net (rétention moins anticipation) correspond à une baisse moyenne des transactions de l'ordre de 6 % sur les trois premiers mois après la réforme, soit environ 15 000 transactions perdues au niveau national. Si nous constatons un effet à court terme de la réforme, nous n'observons aucune preuve d'un effet à moyen ou long terme.

Abstract – This paper estimates the effects of an increase in the share of the real estate transfer taxes (RETT) rates going to the French départements from 3.80% to 4.50%. Not all the départements voted the RETT increase on the same date, which is the starting point of a natural experiment. Using a difference-in-differences design, we estimate two main effects. (1) An anticipation effect, one month before the implementation of the reform, in order to avoid the RETT increase. (2) A retention effect in the post-reform period. In the end, the net effect (retention minus anticipation) corresponds to an average drop in transactions of around 6% over the first three months after the reform, that is, approximately 15,000 transactions lost at national level. If we find a short-term effect of the reform, we do not find evidence of a medium- or long-term effect.

Codes JEL / JEL classification : H71, R21, R31, R51

Mots-clés : collectivité locale, marché immobilier, droits de mutation, expérience naturelle

Keywords: local government, real estate market, transfer taxes, natural experiment

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.

* Aix-Marseille Université, CNRS, EHESS, Centrale Marseille, AMSE (guillaume.berard@univ-amu.fr ; alain.trannoy@univ-amu.fr).

Nous remercions chaleureusement Jacques Friggit et Gérard Forgeot pour leur aide sur les données, Stephen Bazen, Pierre Cahuc, Habiba Djebbari, Emmanuel Flachaire, Xavier Joutard, Barbara Petrongolo, Marc Sangnier, Patrick Sevestre et deux rapporteurs pour leurs commentaires, Pierre-Yves Cusset pour son soutien et Gustave Kenedi pour ses corrections. Nous assumons l'entière responsabilité de toute erreur qui pourrait subsister.

Reçu le 7 juin 2017, accepté après révisions le 24 avril 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Bérard, G. & Trannoy, A. (2018). The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the French housing market. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 179–200. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1951>

La réforme française de 2014 portant sur les droits de mutation à titre onéreux (DMTO) autorisant une hausse maximale du taux administré par les départements de 0.7 points (de 3.80 % à 4.50 % de l'assiette fiscale) visait à augmenter leurs recettes fiscales dans un contexte de réduction des dotations de l'État et d'augmentation des dépenses sociales. L'augmentation des DMTO n'a pas été mise en œuvre par tous les départements et ceux qui l'ont appliquée ne l'ont pas tous fait au même moment, ce qui constitue le point de départ d'une expérience naturelle. Même s'il ne s'agit pas d'une expérience purement aléatoire, nous montrons au cours de l'article qu'il n'y a pas eu de biais de sélection départemental dans l'adoption de la hausse fiscale : ce choix n'était pas corrélé avec le marché local du logement ou des caractéristiques politiques.

Les droits de mutation immobiliers, également appelés droits de mutation à titre onéreux (DMTO), sont des taxes prélevées sur tous les transferts de propriété de biens immobiliers ou fonciers (encadré 1). Les DMTO représentent une source importante de revenus pour les départements français : environ 10 milliards d'euros par an. Toutefois, si les DMTO comme les autres coûts de transaction (frais de notaires et des experts) ne peuvent être financées par des prêts et doivent être payés lors de l'achat entièrement par l'acheteur, l'éventuel impact négatif sur le marché du logement n'a pas été évalué, ni même discuté lors de la mise en œuvre de la réforme. Dans l'étude qui suit, nous utilisons des données en libre accès sur le nombre mensuel de transactions et les assiettes fiscales par départements, et appliquons une méthode dite des doubles différences à l'aide d'un modèle quasi-myopique¹ développé par Malani et Reif (2015). Nous supposons que cette réforme a eu deux effets principaux : (1) un effet d'anticipation des acheteurs et des vendeurs visant à éviter la hausse de la fiscalité (réaction temporelle) et (2) un effet de rétention – effet de dépression classique d'une taxe sur la quantité d'équilibre – dans la période postérieure à la réforme. À noter qu'à très court terme, cet effet tient compte d'une reprogrammation des transactions en raison des anticipations de hausse de la fiscalité (substitution intertemporelle par ceux qui auraient, de toute façon, acheté un bien immobilier) et de réactions de marge extensive (ceux qui auraient acheté un bien immobilier en l'absence de la réforme et qui décident d'y sursoir). Nous cherchons à estimer les réactions comportementales des agents (acheteurs et vendeurs) en termes temporels et en termes

de marge extensive. Nous évaluons également l'élasticité des assiettes fiscales des DMTO.

Nous estimons qu'il y a eu un effet d'anticipation de 26 % sur le volume des transactions, c'est-à-dire que les acheteurs et les vendeurs ont réagi à la hausse des DMTO, le mois précédant la mise en place de cette hausse, en avançant la date de la vente. Nous estimons également un effet de rétention mensuel moyen pendant chacun des trois mois suivant la hausse des droits de mutation à environ 14 % du volume des transactions (en supposant l'absence d'effet sur les prix de vente) – 49 % de cette perte est due à un pur effet de marge extensive (le reste à la reprogrammation des transactions) – ce qui signifie que la hausse de la taxe a eu un impact négatif sur le marché du logement. Au total, l'effet net mensuel moyen correspond à une baisse globale des transactions d'environ 6 % sur une période de trois mois suivant la date de mise en œuvre. Aucune des estimations après ces trois mois ne donne d'effet significativement différent de zéro. Une estimation grossière des transactions perdues correspondantes est d'environ 15 000 au niveau national. Il existe donc des preuves irréfutables d'un fort effet à court terme, mais pas d'un effet à moyen ou long terme. Par ailleurs, nous estimons que l'élasticité des assiettes fiscales à la hausse du taux est de l'ordre de - 0.42, ce qui signifie que les assiettes fiscales diminuent de 0.42 % pour une hausse de 1 % du taux des DMTO (soit une perte d'assiette fiscale qui réduit les gains provenant des recettes fiscales pour les budgets locaux). En calculant le taux de Laffer (qui maximise les recettes fiscales), nous concluons que les recettes fiscales des départements sont toujours sur la partie ascendante de la courbe de Laffer. Notons que nos résultats sont valables uniquement en équilibre partiel : nous n'estimons pas le possible équilibre général résultant de la distorsion du marché du logement. Enfin, nous effectuons une série de tests de robustesse tels qu'un test placebo, un test d'auto-sélection et un contrôle des modifications éventuelles des conditions économiques locales, confirmant que nos résultats sont robustes et non biaisés.

Revue de littérature

La littérature antérieure sur l'impact de la hausse du taux des DMTO est relativement récente. La première estimation empirique

1. Modèle économétrique avec anticipation (voir encadré 3).

a été publiée en 1993 et d'autres évaluations, essentiellement théoriques et empiriques, ont été réalisées principalement au cours des quatre dernières années. Comme le flux des recherches suit une évolution naturelle, nous les présentons par ordre chronologique pour une meilleure compréhension.

La première étude approfondie sur les DMTO a été réalisée par Benjamin *et al.* (1993), qui analysent l'effet d'une augmentation de 45 % des droits de mutation de la ville de Philadelphie en 1988. La spécificité des droits de mutation

de cette ville par rapport aux taxes françaises est que le paiement de ceux-ci est partagé à parts égales entre le vendeur et l'acheteur. Les auteurs se concentrent sur l'effet de la hausse des DMTO sur le prix de vente de l'immobilier résidentiel, en utilisant un modèle hédonique et des micro-données (environ 350 transactions). Malheureusement, ils n'ont pu estimer l'impact sur le volume des transactions. Néanmoins, ils constatent une baisse des prix après la réforme égale à la hausse des droits de mutation, ce qui signifie que la charge de la hausse d'impôt pèse sur le vendeur, au moins à court terme.

ENCADRÉ 1 – Le système fiscal français des droits de mutation immobiliers

Les droits de mutation immobiliers sont prélevés sur tous les transferts de propriété de biens immobiliers et fonciers. La loi française distingue deux types de transfert, les droits de mutation à titre onéreux (DMTO), basés sur les transferts de propriété dans le cadre d'une vente, et les droits de mutation à titre gratuit, qui reposent sur les transferts de propriété à la suite d'un don ou d'un héritage. Contrairement au Royaume-Uni ou à certains comtés des États-Unis, les droits de mutation en France sont proportionnels et non progressifs. Cependant, différents taux existent. Ils dépendent des caractéristiques du bien immobilier, du type d'acheteur et de vendeur (particulier ou professionnel) et du type de transfert. Les droits de mutation sont calculés sur l'assiette fiscale après abattements, lesquels sont très rares et très réduits. L'assiette fiscale reflète donc le prix de vente du bien immobilier dans presque tous les cas.

Trois régimes fiscaux existent en France pour les droits de mutation immobiliers, avec des taux applicables différents :

(1) *Régime de droit commun.* Il s'applique aux DMTO sur les biens immobiliers exonérés de TVA : biens immobiliers anciens (de plus de 5 ans), biens immobiliers neufs (de moins de 5 ans) vendus entre particuliers (sauf si le vendeur l'a acheté dans le cadre d'une Vente en l'état futur d'achèvement (VEFA)) et terrains constructibles vendus entre particuliers. Le taux applicable à ce régime fiscal se décompose comme suit : 3.80 % vont aux départements (taux avant la réforme de 2014 qui nous intéresse), 1.20 % vont aux communes et enfin un pourcentage de 2.37 % est appliqué au taux d'imposition des départements et va à l'État (pour les frais d'assiette fiscale et de recouvrement) (soit 0.09 % de l'assiette fiscale). Ainsi, le taux total de ce régime était de 5.09 % avant la réforme, et est maintenant de 5.81 % pour les départements qui ont mis en œuvre la réforme.

(2) *Régime dérogatoire.* Il s'applique d'abord aux DMTO soumis à la TVA : les biens immobiliers neufs et les terrains vendus par un professionnel ou les biens immobiliers neufs achetés dans le cadre d'une VEFA vente en l'état futur d'achèvement et revendus entre particuliers au taux de 0.715 %. Ensuite, il s'applique à tous les droits de mutation à titre gratuit, au taux de 0.60 %. Au sein de ce régime fiscal, la part des transactions

correspondant à des droits de mutation à titre gratuit est d'environ 40 %.

(3) *Exonération des droits de mutation.* Ce régime fiscal s'applique uniquement aux acquisitions faites par l'État ou les collectivités locales et correspond donc à une exonération fiscale totale.

Le délai moyen entre la signature de l'accord de vente préliminaire (entre le vendeur et l'acheteur) et l'acte de vente est de 3 mois. Le minimum est de 1 mois du fait du délai légal de rétractation.

Les coûts de transaction (c'est-à-dire les DMTO, les honoraires du notaire et des experts) d'une vente de logement ou de terrain sont payés par l'acheteur et doivent être payés en totalité lorsque l'acte de vente est signé. Avant la réforme, le taux moyen des coûts de transaction pour l'immobilier soumis au régime de droit commun était d'environ 7 %. Ces coûts de transaction sont encaissés par le notaire pour le compte du Trésor Public (Direction Générale des Finances Publiques, DGFIP).

Ensuite, tous les transferts de propriété et les informations y afférant (par ex. nombre de transactions, prix de vente, recettes fiscales, localité, identité des propriétaires) sont enregistrés par le *Service de publicité foncière*, qui dépend de la DGFIP, à l'exception du territoire d'Alsace-Moselle, composé des *départements* de la Moselle (57), du Bas-Rhin (67) et du Haut-Rhin (68) qui dispose de son propre service d'enregistrement : le Livre foncier. Cette situation est due au statut juridique particulier de ce territoire, hérité de l'annexion allemande de 1870 à 1914.

Il est important de noter que, dans presque tous les cas, les coûts de transaction ne peuvent pas être financés par des emprunts. En d'autres termes, les coûts de transaction doivent être payés par l'acheteur en puisant dans son épargne. Par conséquent, même une légère augmentation des DMTO peut avoir un impact important sur le comportement des acheteurs, car elle augmente leur contribution personnelle, ce qui peut avoir un impact important sur le marché du logement.

(Sources: DGFIP et Légifrance, *Bulletin officiel des Finances publiques – Impôts* 2017)

L'article suivant, de Ioannides et Kan (1996), n'est pas directement lié à l'impact des DMTO sur le marché du logement mais plus généralement à ses effets sur la mobilité résidentielle, la décision de déménager, et celle de louer ou d'acheter. Cet article développe un modèle théorique de choix du type de logement et de mobilité résidentielle qui est ensuite utilisé comme base dans de nombreux documents postérieurs. Les auteurs constatent que les propriétaires réagissent aux conditions du marché en ajustant leurs actifs. Leurs estimations empiriques suggèrent que des coûts de transaction proportionnels ne sont pas pires que des coûts de transaction forfaitaires dans les décisions de mobilité des ménages. Les hausses de prix des logements semblent également décourager les déménagements pour les locataires ainsi que leur accession à la propriété. De ce fait, l'appréciation du prix des logements est susceptible d'avoir des effets importants sur le marché du logement locatif. En utilisant le même cadre théorique, Van Ommeren et Van Leuvensteijn (2005) évaluent l'impact d'une augmentation du coût des transactions aux Pays-Bas, qui s'avèrent proches des droits de mutation français car il s'agit de coûts de transaction *ad valorem* principalement payés par l'acheteur. En utilisant des modèles de durée, ils constatent qu'une hausse de 1 % des coûts de transaction diminue la mobilité de 8 %, ce qui est assez important, même s'ils n'ont pas conclu quant à la durée de cet effet. Ils en déduisent que les coûts de transaction pourraient impliquer un effet de verrouillage avec des impacts négatifs sur le marché du logement et sur le marché du travail. Leur conclusion est qu'une diminution ou une suppression des coûts de transaction supportés par l'acheteur améliorerait la mobilité des propriétaires.

Une étude plus récente de Dachis *et al.* (2012) estime l'effet de la mise en place de droits de mutation progressifs à Toronto (1.1 % en moyenne), payés par l'acheteur. Malheureusement, ils n'ont pas pu considérer un effet d'anticipation potentiel dans leur étude. Combinant les méthodes des doubles différences et de régression sur discontinuité sur un large échantillon, ils estiment que la nouvelle taxe a réduit le volume des transactions de 14 %, et les prix de vente d'un montant proportionnel à la taxe mise en place. Leur modèle théorique permet de calculer une perte de bien-être d'environ 1 \$ pour 8 \$ de recettes fiscales levées. Ils en concluent que les DMTO devraient être supprimés au profit d'une taxe foncière.

Davidoff et Leigh (2013) évaluent la réforme des DMTO progressifs en Australie. Instrumentant la variable DMTO endogène, ils obtiennent des résultats similaires à ceux de Benjamin *et al.* (1993) : les hausses des droits de mutation font baisser les prix de l'immobilier, ce qui suggère que l'incidence économique est supportée par les vendeurs. Ils évaluent également que de telles augmentations ont un impact négatif sur la mobilité des propriétaires et que cet effet augmente au fil du temps. Besley *et al.* (2014) évaluent l'impact sur le marché du logement d'une suppression temporaire des DMTO au Royaume-Uni à partir de données sur les prix de vente et le nombre de transactions. Ils développent des évaluations empiriques détaillées et convaincantes ainsi qu'un modèle de négociation. Ils constatent une augmentation significative de l'ordre de 8 % du volume des transactions suite à la réduction fiscale, mais seulement à court terme. Leur modèle théorique leur permet d'estimer que 60 % de la baisse d'impôt profite à l'acheteur. Kopczuk et Munroe (2015) estiment l'effet de type de DMTO spécifique, la « *mansion tax* », portant sur les résidences de luxe de New-York. Ils estiment que cette taxe crée une discontinuité (ou *notch*), avec un excédent de ventes en dessous du seuil et un écart important au-dessus du seuil. Ils estiment que le volume de transactions manquantes au-dessus du seuil est supérieur au volume des transactions réalisées en-dessous du seuil. Ils en concluent que cette différence est due aux négociations entre acheteurs et vendeurs. Ils constatent que cette taxe particulière influence négativement la recherche de biens immobiliers situés autour de la discontinuité et qu'elle est inefficace en termes de recettes fiscales.

Slemrod *et al.* (2017) évaluent les réactions comportementales suite à un changement dans les taux des DMTO à Washington D.C. Ils fournissent également un modèle de négociation entre vendeurs et acheteurs, avec une taxe progressive. Utilisant la méthode des doubles différences, ils ne trouvent aucune preuve de l'existence d'un effet de verrouillage, mais ils estiment un léger effet temporel, qui correspond à un effet d'anticipation destiné à éviter l'augmentation de la taxe. Par ailleurs, ils concluent que les acheteurs et les vendeurs sont plus en mesure d'ajuster le prix de vente en réponse à la hausse fiscale que de modifier la date de vente (ce qui ne fonctionne qu'avec des DMTO progressifs). Enfin, Best et Kleven (2018) analysent également des discontinuités sur le marché du logement au Royaume-Uni, dues à des DMTO progressifs. Leurs conclusions sont

similaires à celles des articles précédents : il existe des distorsions du marché du logement pour l'ensemble des taux d'imposition marginaux. Analysant la même réduction fiscale que Besley *et al.* (2014), ils obtiennent des résultats similaires pour le volume de transactions : la suppression de droits de mutation au taux de 1 %, a accru l'activité du marché du logement de 20 %. Il y a donc des réactions temporelles importantes et des réactions de marge extensive de la part des acheteurs et des vendeurs en raison de la modification des DMTO.

Pour résumer, les coûts de transaction ont un impact négatif sur la mobilité résidentielle. Ils conduisent à un équilibre sous-optimal du marché du logement : ils modifient les choix des propriétaires et des locataires entre rester ou partir, et louer ou acheter. La littérature empirique sur les DMTO a principalement recours aux méthodes de régression sur discontinuité ou des doubles différences sur des expériences naturelles. Elle a prouvé que les droits de mutation avaient un effet de distorsion important à court terme, en termes de volume, de prix et de calendrier des transactions. Les effets à moyen et long terme sont plus ambigus et dépendent de la spécificité de chaque système juridique et des conditions du marché local. La spécificité du cas français a trait au fait que les DMTO sont proportionnels, qu'ils sont payés uniquement par l'acheteur, et qu'il s'agit d'une réforme qui a touché l'ensemble du pays.

Contexte de la réforme en France

Comme l'expliquent tous les documents et journaux officiels, il existe deux raisons principales pour lesquelles le gouvernement et les départements souhaitaient augmenter les DMTO. (1) Depuis plusieurs décennies, un processus de décentralisation et d'autonomie fiscale des collectivités locales est engagé. En conséquence, les dotations de l'État ont considérablement diminué. Par ailleurs, en 2010, l'État a supprimé la taxe professionnelle, l'une des principales sources de recettes fiscales pour les collectivités locales. (2) La croissance du marché immobilier entre 2000 et 2007 a permis aux départements de suivre le rythme de croissance des dépenses publiques locales jusqu'à la crise financière de 2007. Ensuite, du fait du ralentissement économique, les revenus générés par les droits de mutation immobiliers ont baissé. Simultanément, le montant des dépenses sociales des départements (RSA, APA et PCH² en particulier) a fortement augmenté et ces deux

facteurs ont entraîné un étranglement financier de ces derniers. Ainsi, dans le cadre du Pacte de confiance et de responsabilité entre l'État et les collectivités territoriales, le Premier Ministre et les élus locaux ont discuté de la possibilité d'une augmentation des DMTO, pour aider les départements en difficulté financière.

Par conséquent, nous pouvons affirmer que le choix d'augmenter ou non les taux des droits de mutation immobiliers n'avait pas pour objectif de stimuler le marché du logement, ou d'aider les acheteurs et les vendeurs grâce à une politique fiscale. Ce changement de politique s'explique principalement par les difficultés financières des départements ; l'étude qui en est faite peut donc être qualifiée de quasiment aléatoire (dans le sens où elle n'est pas faussée par un biais de sélection). Le projet de loi de finances pour 2014 a été annoncé publiquement le 25 septembre 2013 et a fait état d'un premier accord entre les départements et l'exécutif, concernant l'augmentation du régime de droit commun des DMTO (cf. encadré 1). Au cours du premier semestre 2014, la plupart des départements ont indiqué s'ils allaient ou non augmenter les DMTO et dans l'affirmative, à quel moment.

À ce stade, nous pouvons dire que tant les acheteurs que les vendeurs de biens immobiliers étaient informés sur la réforme et sur sa date de mise en œuvre, et savaient si le département où ils avaient l'intention d'acheter ou de vendre allait ou non augmenter la taxe³. Ils ont donc pu anticiper la réforme en avançant la date de la vente afin d'éviter l'augmentation des droits de mutation.

La réforme des DMTO a été adoptée le 29 décembre 2013 par l'article 77 de la Loi de finances pour 2014, autorisant les départements désireux de le faire (la mise en place de la hausse reste donc facultative) à augmenter leur part des DMTO pour le régime de droit commun de 0.7 points de pourcentage au maximum. Le taux des DMTO qui va aux départements peut donc passer de 3.80 % à 4.50 % (soit une hausse de 18.42 % pour la part revenant au département). Par ailleurs, à ce stade, la réforme avait été adoptée comme temporaire et n'aurait dû

2. Revenu de solidarité active, Allocation personnalisée d'autonomie et Prestation de compensation du handicap.

3. Un argument supplémentaire pour démontrer qu'ils étaient informés de la réforme, est le fait que les acheteurs et les vendeurs mandatent généralement un agent immobilier et/ou un notaire pour le compromis de vente et, par la suite, pour des conseils sur les documents nécessaires à l'accord préliminaire (par exemple les diagnostics d'experts ou pour la notification concernant la taxe foncière). Ces courtiers et experts s'avèrent bien informés des évolutions du contexte juridique de l'immobilier.

être mise en œuvre que sur les ventes réalisées entre mars 2014 et février 2016 ; par la suite, les DMTO auraient dû revenir au taux maximum de 3.80 %. Cependant, le 29 décembre 2014, l'article 116 de la Loi de finances pour 2015 a rendu permanente la possibilité pour les départements d'augmenter leur part des DMTO jusqu'à un taux de 4.50 %. Le choix d'augmenter ou non la taxe et dans quelle proportion incombe aux élus locaux. Le taux de 4.50 % est un plafond, et les départements peuvent fixer le taux qui leur convient entre 1.20 % et 4.50 %. Cependant, en pratique, tous les départements qui ont choisi d'augmenter les DMTO les ont augmentées au niveau maximum (soit 4.50 %)⁴.

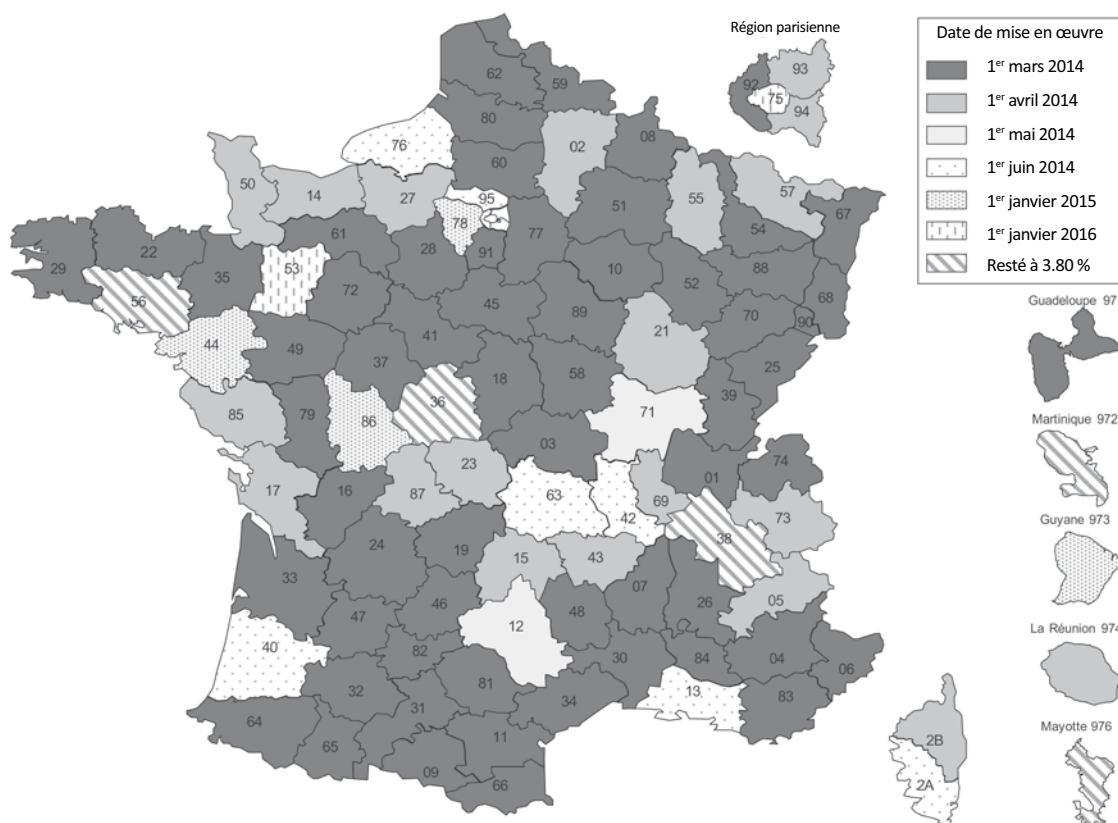
Un premier groupe de 61 départements a mis en œuvre la réforme le 1^{er} mars 2014, un deuxième groupe de 20 départements le 1^{er} avril 2014, un troisième groupe de 2 départements le 1^{er} mai 2014, un quatrième groupe de 7 départements le 1^{er} juin 2014, un cinquième groupe de 4 départements le 1^{er} janvier 2015 et enfin, un groupe composé de 2 départements le 1^{er} janvier 2016. Toutefois, ce dernier groupe n'est pas traité dans

nos estimations, puisque nous arrêtons la période d'estimation en octobre 2015. Enfin, 5 départements⁵ sont encore actuellement⁶ à 3.80 %.

Sur l'échantillon complet des départements (soit 101), nous écartons 9 départements, en raison d'un manque de données, ou parce que nous les suspectons fortement d'avoir un marché du logement hétérogène et/ou des éléments inobservables qui affectent leur marché du logement différemment au fil du temps (voir figure II). Ces départements sont les 3 départements du territoire d'Alsace-Moselle, pour les raisons déjà définies plus haut (cf. encadré 1), les 5 départements d'outre-mer et enfin le département de Paris (75). La figure I présente une carte du calendrier de mise en œuvre de la réforme par les départements.

4. À l'exception de la Côte d'Or (21) qui les a augmentées jusqu'à 4.45 %. Nous l'avons donc considérée comme étant à 4.50 % dans les estimations.
5. Indre (36), Isère (38), Morbihan (56) et deux départements d'outre-mer : la Martinique (972) et Mayotte (976).
6. Mai 2017.

Figure I
Carte des départements selon la date de mise en œuvre



Note : carte mise à jour en mai 2017.

Source : DGFIP, Droits d'enregistrement : taux, abattements et exonérations 2017 ; schéma des auteurs.

cours du temps (« résilience du marché »). À noter qu'à très court terme, cet effet est accentué en raison des transactions anticipées (substitution intertemporelle par ceux qui auraient de toute façon acheté un bien immobilier). Si l'effet de marge extensive domine l'effet temporel, nous devrions observer un effet de « verrouillage » (les acheteurs renoncent à acheter, reportent leur achat, ou décident de rester locataire plutôt que de devenir propriétaires).

(3) Un effet prix. La théorie suggère aussi un effet sur les prix de vente : en raison de la réaction de marge extensive, la demande doit avoir diminué alors que l'offre doit être restée la même ; donc, le pouvoir de négociation des acheteurs doit être plus élevé, la concurrence entre les vendeurs doit s'accroître, et certains pourraient ainsi baisser leur prix de vente. Mais c'est une hypothèse forte sachant que le marché du logement français est inélastique en matière de prix. En France, les DMTO doivent être payés par les acheteurs, mais sachant que le marché du logement est rigide, les vendeurs ont un pouvoir de négociation plus important. De ce fait, contrairement à la réforme des DMTO de Philadelphie (où le paiement des droits est partagé par moitié entre l'acheteur et le vendeur) étudiée par Benjamin *et al.* (1993) et qui ont estimé que les prix de l'immobilier diminuaient, ce phénomène de baisse est moins susceptible d'être observé en France. Par ailleurs, les DMTO en France sont proportionnels et non progressifs. Les agents ont donc moins intérêt à modifier le prix de vente – par comparaison avec les DMTO progressifs – que la date de vente (voir Davidoff & Leigh, 2013 ; Slemrod *et al.*, 2017). Par ailleurs, les données que nous utilisons ne sont pas vraiment adaptées pour tester cet effet prix. Nous nous concentrons donc sur les deux premiers effets.

Données

Pour réaliser cette évaluation, nous utilisons deux variables principales, à savoir le nombre de transactions et les assiettes fiscales, à la fois par département et par mois. La source de ces variables est le Conseil général de l'environnement et du développement durable (CGEDD). Les données brutes sur les DMTO proviennent du Service de publicité foncière (ensembles de données *MEDOC* et *Fidji*) et sont compilées et modifiées par le CGEDD avant leur mise à disposition en libre accès au niveau départemental.

L'ensemble de données *MEDOC* fournit les recettes fiscales par département et par mois. Ce

sont des données exhaustives. L'ensemble de données *Fidji* fournit les assiettes fiscales et le nombre de transactions par département et par mois mais présente l'inconvénient de ne pas être totalement exhaustif (1 % des transactions sont manquantes). Pour résoudre ce problème, le CGEDD utilise les deux bases de données et applique un coefficient de correction⁷, afin d'obtenir une estimation du nombre total de transactions par département⁸. Ensuite, le CGEDD calcule les assiettes fiscales totales mensuelles de chaque département, en divisant les recettes fiscales par le taux correspondant des DMTO et met à disposition, en libre accès, les deux jeux de données.

Le premier fournit des données mensuelles sur le nombre de transactions du régime de droit commun par département, pour la période allant d'avril 2004 jusqu'à aujourd'hui (issues de *MEDOC* + *Fidji*), mais ces données sont calculées sur une base cumulée sur 12 mois.

Le second fournit les assiettes fiscales totales mensuelles (brutes et cumulées sur 12 mois) du régime de droit commun et du régime dérogatoire séparément et par département, pour la période allant de janvier 2000 jusqu'à aujourd'hui (données issues de *MEDOC*). Les données sur le régime de droit commun (pour lequel la réforme est mise en œuvre) sont composées d'environ 95 % d'immeubles anciens (dont 15 % sont des locaux non résidentiels) et d'environ 5 % de terrains. Nous n'utilisons que ce second ensemble de données car il est impossible à ce stade de récupérer les données mensuelles du premier ensemble de données.

Nous avons ensuite appliqué une correction sur ces ensembles de données brutes afin de les faire correspondre aux mois de signature des actes de vente (et non aux mois de recouvrement des recettes fiscales).

Nos variables de contrôle sont composées du taux de chômage, du nombre de nouvelles constructions, de la population, du taux de taxe foncière et de trois variables locales sur les finances des départements. Les données sur les taux de chômage proviennent de l'Insee. Ce sont des données trimestrielles par département pour la France

7.
$$\text{Nombre de Transactions} = \text{Nombre de Transactions (Fidji)} \times \frac{\text{Assiettes fiscales (MEDOC)}}{\text{Assiettes fiscales (Fidji)}}$$

8. Les données de 4 départements sont manquantes : les 3 départements de l'Alsace-Moselle car nous ne disposons pas de données précises en raison de son système d'enregistrement spécifique (cf. encadré 1) et les données sur Mayotte (976), car c'est un département français seulement depuis 2011.

métropolitaine et des données annuelles pour les départements d'outre-mer, toutes ces données étant ajustées saisonnièrement. Afin d'estimer les données mensuelles, nous avons effectué une interpolation linéaire. Les données sur les nouvelles constructions (permis de construire mensuels par département) proviennent de la base *Sit@del2*, et sont compilées par l'Insee. La population estimée au 1^{er} janvier de chaque année pour chaque département, provient du recensement annuel de l'Insee. Les taux de taxe foncière votés chaque année par les départements proviennent de la DGFIP⁹. Les trois variables locales sont issues de la DGFIP-DGCL¹⁰ et servent à calculer un « indice de bonne administration » des collectivités locales. Ces variables sont : les charges de personnel, les recettes de fonctionnement (qui comprennent les recettes fiscales locales totales) et les dépenses d'aides sociales, toutes ces variables étant par habitant et par département.

Enfin, nous avons à notre disposition d'autres variables afin de vérifier la présence éventuelle d'inobservables qui pourraient affecter les groupes d'échantillons différemment dans le temps. Ces variables ne sont en définitive pas incluses dans les estimations car elles ne varient pas sur la période de régression. Leur effet devrait donc être capturé par les effets fixes départementaux et mensuels. Ces données sont composées de deux variables locales de l'Insee, destinées à comparer les marchés du logement des groupes traités et des groupes de contrôle. Il s'agit de la part de logement social, et de la part des résidences secondaires dans le nombre total de logements, par département.

Stratégie empirique

Afin d'estimer les effets de l'augmentation des DMTO, nous utilisons la méthode des doubles différences (Donald & Lang, 2007). Pour

réaliser notre analyse par doubles différences (encadré 2), nous séparons notre échantillon en deux groupes : (1) le groupe de traitement, composé des départements ayant mis en œuvre la réforme sur la période allant de mars 2014 à janvier 2015, (2) le groupe de contrôle, composé des départements n'ayant pas encore mis en œuvre la réforme lors des mois estimés (c'est à dire les départements qui étaient encore dans leur période de pré-réforme) et les 4 départements qui sont restés à un taux de DMTO de 3.80 % pendant notre période de régression, c'est à dire le groupe de contrôle (final).

La spécificité de notre méthode des doubles différences est l'attrition du groupe de contrôle sur la période de régression, et l'augmentation du nombre de départements dans le groupe de traitement (tableau 1 et figure III). Nous avons également subdivisé le groupe de traitement en cinq sous-groupes (tableau A1 en annexe), les départements étant regroupés par date de mise en œuvre (c'est-à-dire mars 2014, avril 2014, mai 2014, juin 2014 et janvier 2015), afin d'estimer s'il y a eu des effets différents, et des chocs hétérogènes entre tous les groupes et sous-groupes.

Nous limitons nos estimations à la période allant de janvier 2012 à octobre 2015, pour deux raisons. Nous avons choisi en premier lieu de commencer à partir de janvier 2012 pour éviter un éventuel bruit dû à la réduction de la période de transmission de l'acte de vente par les notaires de 2 mois à 1 mois (à partir de 2011). Ensuite, nous avons arrêté l'étude en octobre 2015, car au 1^{er} janvier 2016, la Mayenne (53), l'un des départements du groupe de contrôle (final), a augmenté son taux de DMTO. Par conséquent, sa période d'anticipation devrait débuter en novembre 2015 (date de son annonce publique) (encadré 3).

9. Ces taux correspondent aux taux de la taxe foncière sur les propriétés bâties.
10. Direction générale des collectivités locales.

Tableau 1
Taille des groupes de traitement et de contrôle sur la période estimée, par date de mise en œuvre

Période (à partir de)		Groupe		Total
		Traitement	Contrôle	
Traitement	Mars 2014	58	34	92
	Avril 2014	76	16	92
	Mai 2014	78	14	92
	Juin 2014	85	7	92
	Janvier 2015	88	4	92

Note : les chiffres correspondent au nombre de départements. Les dates correspondent au mois de mise en œuvre et sont différentes des sous-groupes de traitement.

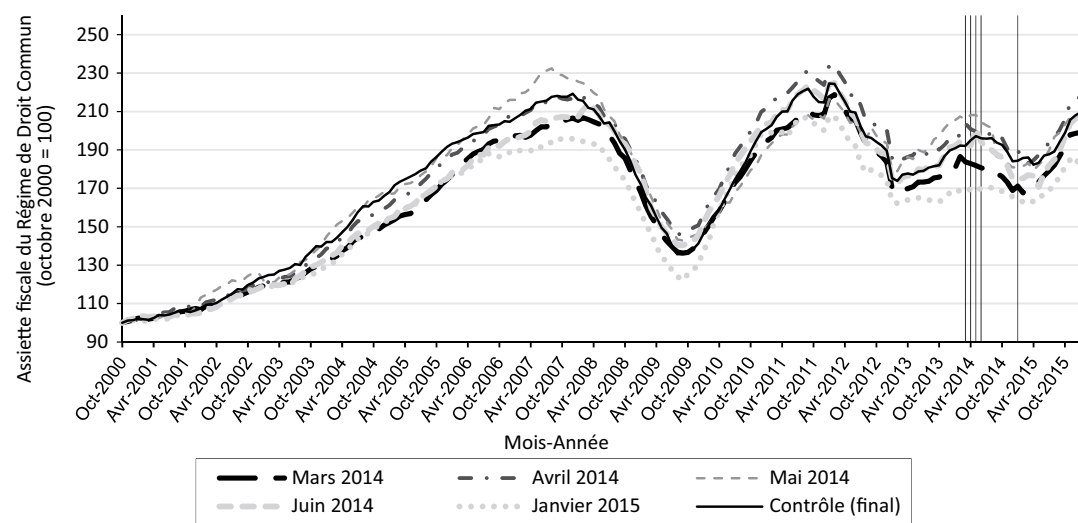
ENCADRÉ 2 – Validité de l'estimation en doubles différences

L'hypothèse la plus importante dans le cadre de la méthode des doubles différences est l'hypothèse de tendance commune, qui suppose que l'évolution de la variable d'intérêt aurait été la même pour les groupes de traitement et de contrôle sans la réforme. Cette hypothèse pourrait s'avérer fautive en cas de chocs exogènes ou d'inobservables affectant différemment les groupes au fil du temps. Cependant, les tendances des variables principales sur

la période estimée montrent qu'elles ont suivi exactement la même tendance et les mêmes variations jusqu'à la réforme, à l'exception du département de Paris (75) et des départements d'outre-mer (DOM). Il y a parfois une légère différence dans la tendance du groupe de mai 2014 également (figures II et A). Ces observations méritent une étude supplémentaire, que nous effectuons ci-dessous, ainsi que dans la section des tests de robustesse.

Figure A

Tendances de l'assiette fiscale totale mensuelle (en cumulé sur 12 mois) du régime de droit commun d'octobre 2000 à février 2016, par groupe selon la date de mise en œuvre



Note : l'assiette fiscale totale des départements de chaque groupe est cumulée sur les 12 derniers mois et correspond aux recettes fiscales du régime de droit commun enregistrées par la DGFIP dans chaque département, divisées par le taux correspondant des DMTO. Les départements de la Moselle (57), du Bas-Rhin (67), du Haut-Rhin (68), de Paris (75) et les départements d'outre-mer (DOM), sont exclus. Les lignes verticales correspondent aux dates de mise en œuvre.

Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département de 2000 à 2016.

Test d'une possible auto-sélection : Logit

Le logit binaire permet de tester l'existence d'un biais de sélection dans les départements qui ont augmenté les DMTO par rapport aux départements qui ne l'ont pas fait (c.-à-d. groupe de contrôle (final)). Nous utilisons un logit binaire sur la période de janvier 2008 à décembre 2013.

$$Y_{dt} = \sum_{x=1}^9 \beta_x X_{dt} + \epsilon \quad (1)$$

Dans cette équation, Y_{dt} est égal à 1 si le département a augmenté les DMTO, 0 sinon ; X_{dt} correspond à une des variables d'intérêt ou de contrôle, dans un département d , sur la période t .

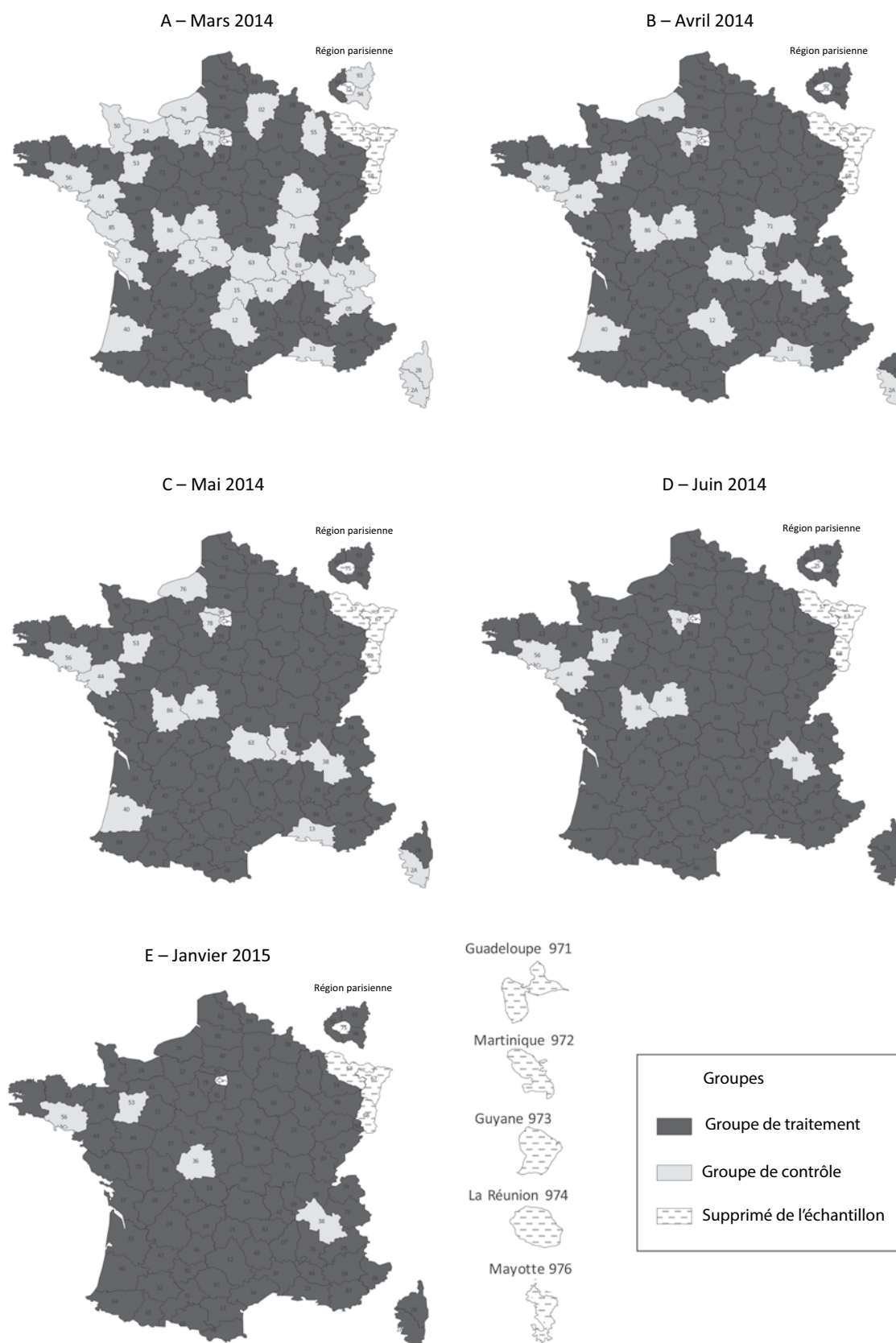
Les estimations sont présentées dans le complément en ligne C5. Les estimations du tableau C5-1 montrent que les coefficients sont proches de zéro, même s'ils sont statistiquement significatifs. Le choix d'augmenter la taxe n'est pas corrélé à ces variables. Il n'y a donc pas de biais de sélection dans les départements traités : ils n'ont pas augmenté les DMTO en raison d'une possible différence dans les variables explicatives, comparé aux départements qui sont restés à 3.80 %.

Test placebo

Le test placebo permet de vérifier empiriquement la validité de l'hypothèse de tendance commune, en estimant nos variables d'intérêt sur une période précédant la réforme et avant la période utilisée dans les régressions (janvier 2012 à octobre 2015). Pour mettre en œuvre ce test, nous utilisons la période allant de janvier 2008 à octobre 2011 et nous régressons le modèle mensuel (voir plus loin) sur l'ensemble des variables, en utilisant les mêmes groupes. Nous définissons nos variables binaires pour l'anticipation et la rétention comme étant les mêmes que l'équation (2) ci-dessous, mais les périodes sont reculées de quatre ans. Par exemple, pour les départements qui ont mis en œuvre la réforme le 1^{er} mars 2014, la variable binaire de l'effet d'anticipation ($T_d - 1$) est égale à 1 en février 2010, 0 sinon.

Les développements et les estimations détaillés se trouvent dans l'annexe en ligne C5. Le tableau C5-2 ne montre aucun coefficient significativement différent de zéro au seuil de 10 % pour toutes les variables d'intérêt ce qui signifie que les tendances des groupes de traitement et de contrôle sont les mêmes avant la mise en œuvre de la réforme. Par conséquent, l'hypothèse de tendance commune semble valide et la méthode des doubles différences peut être mise en œuvre.

Figure III
Cartes des départements traités et de contrôle



Note : les dates correspondent au mois de mise en œuvre et sont différentes des sous-groupes de traitement.
Source : schémas des auteurs.

ENCADRÉ 3 – Modèle d'estimation avec anticipation

Pour estimer correctement les effets d'anticipation et de rétention, nous utilisons un modèle d'étude d'événement standard (voir par exemple Jacobson *et al.*, 1993) comme proposé dans Malani et Reif (2015) qui permet d'estimer correctement les effets d'un traitement, lorsqu'il y a des anticipations de la part de la population traitée, comme c'est le cas dans notre évaluation. En effet, comme expliqué dans les articles précédemment cités, en cas d'anticipations, l'effet complet du traitement dépend à la fois des effets en période *ex ante* et en période *ex post*. Ces effets doivent donc être estimés simultanément pour éviter un biais dans les estimations. Deux modèles sont proposés : (1) le modèle

quasi-myopique et (2) le modèle dit à facteur d'escompte proportionnel. Dans cette étude, nous avons retenu le modèle quasi-myopique pour deux raisons principales. Tout d'abord, ce modèle est plus facile à mettre en œuvre que le modèle à facteur d'escompte proportionnel et fournit des estimations équivalentes ou meilleures lorsque la période d'anticipation est limitée et connue, comme c'est le cas dans cette expérience naturelle. Deuxièmement, le modèle à facteur d'escompte proportionnel nécessite une structure sur le terme d'erreur et suppose en outre que les agents actualisent le futur de manière exponentielle et aient des attentes rationnelles, ce qui est une hypothèse particulièrement forte.

Nous estimons deux modèles, respectivement appelés modèle mensuel et modèle parcimonieux.

Le modèle mensuel

L'objectif de ce modèle est d'observer la dynamique des effets d'anticipation et de rétention sur les périodes pré-traitement et post-traitement. Nous cherchons à estimer à quelle vitesse les variables de résultat réagissent à la réforme des DMTO, et comment elles évoluent au fil du temps (par exemple, la durée de l'effet de rétention). Pour réaliser ces estimations, nous utilisons des valeurs mensuelles anticipées et différées : 6 mois de valeurs anticipées pour l'effet d'anticipation et 20 mois maximum de valeurs différées pour l'effet de rétention (en gardant à l'esprit que 20 mois est la durée de rétention totale : mars 2014 à octobre 2015). Ce modèle peut être considéré comme un contrôle de sensibilité par rapport au modèle parcimonieux. Le modèle avec régresseurs mensuels est présenté dans l'équation suivante :

$$\log Y_{dt} = \alpha_d + \lambda_t + \sum_{j=1}^6 \beta_{Aj} \text{Anticipation}_{d,t=T_d-j} + \sum_{k=0}^{\text{Oct}, 2015} \beta_{Rk} \text{Retention}_{d,t=T_d+k} + \rho X_{dt} + \epsilon_{dt} \quad (2)$$

où T_d est égal au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d .

$\text{Anticipation}_{d,t=T_d-j}$ est une variable binaire égale à 1 si l'observation dans un département d se situe dans l'un des 6 mois précédant le mois de mise en œuvre pour ce département. Sinon, cette variable est égale à 0. Par exemple, dans les départements qui ont mis en œuvre la réforme en mars 2014, la variable $\text{Anticipation}_{d,t=T_d-1} = 1$ en février 2014, $\text{Anticipation}_{d,t=T_d-2} = 1$ en janvier 2014, etc.

$\text{Retention}_{d,t=T_d+k}$ est une variable binaire égale à 1 si l'observation dans le département d se situe dans l'un des 20 mois suivant le mois de mise en œuvre pour ce département, y compris ce mois. Sinon, cette variable est égale à 0. Par exemple, dans les départements qui ont mis en œuvre la réforme en mars 2014, la variable $\text{Retention}_{d,t=T_d+0} = 1$ en mars 2014, $\text{Retention}_{d,t=T_d+1} = 1$ en avril 2014, etc.

L'effet d'anticipation en $T_d - j$ est estimé par $\hat{\beta}_{Aj}$ et l'effet de rétention en $T_d + k$ est estimé par $\hat{\beta}_{Rk}$.

De plus, les modèles comprennent X_{dt} , un vecteur de 7 variables de contrôle variant dans le temps qui pourraient affecter la variable de résultat Y_{dt} , α_d , qui contrôle les caractéristiques fixes dans le temps des départements (effets fixes départementaux), et λ_t , qui contrôle les différences temporelles partagées par les groupes échantillons (effets fixes mensuels). Enfin, le terme d'erreur ϵ_{dt} , clustérisé par département, capture les chocs *département* $\times$ *mois* sur la variable Y_{dt} (Wooldridge, 2005). Il est présumé que ce terme d'erreur n'est pas corrélé avec les régresseurs. Des difficultés pourraient survenir en utilisant un estimateur *within* dans le cadre d'une double différence, dans le cas de variables omises variant dans le temps qui affecteraient différemment les groupes de l'échantillon.

Le modèle parcimonieux

Le modèle suivant est similaire à la régression développée par Best et Kleven (2018). C'est notre point de référence, car il est parcimonieux. En effet, comme le montrent les estimations du modèle mensuel, l'effet d'anticipation n'intervient que le mois précédant la mise en œuvre, tandis que l'effet de rétention ne semble durer qu'un court laps de temps de 3 mois après la

ENCADRÉ 4 – Interprétation des résultats à partir d'un modèle log-level

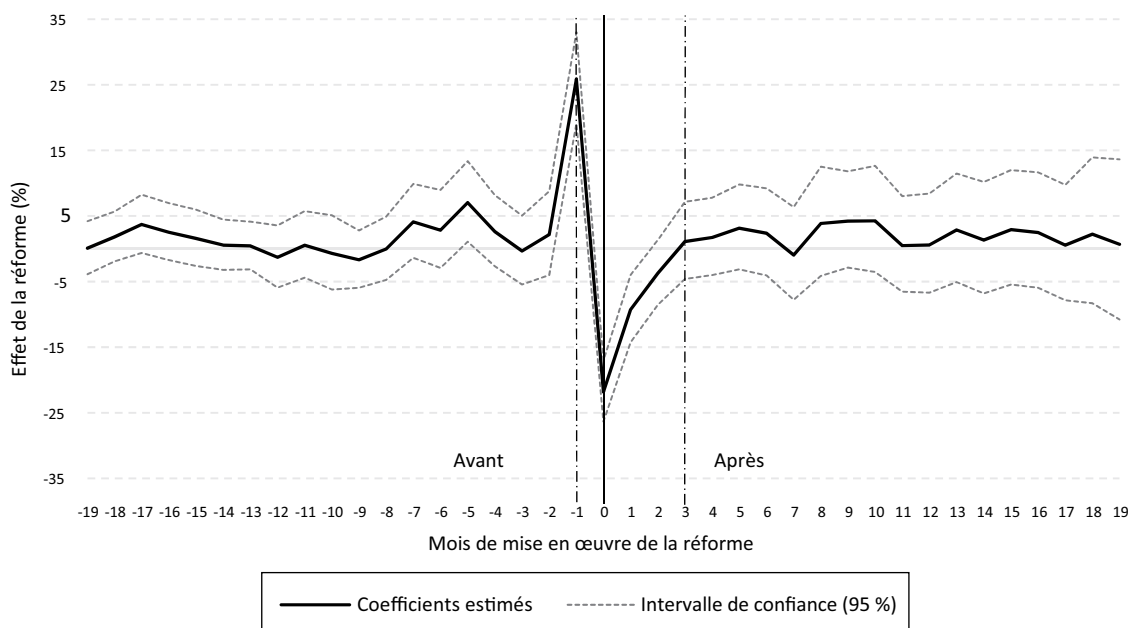
Comme tous les modèles sont estimés en log-level et comme nos variables indépendantes affichées dans les tableaux de résultats sont des variables binaires, $(\exp(\beta) - 1) \times 100$ peut être interprété comme la variation en % de la variable dépendante Y dans la situation

où $D = 1$, comparé à $D = 0$ (D représentant la variable binaire du traitement). Une approximation admissible est $\beta \times 100\%$ lorsque le coefficient est inférieur à 0.10.

À noter que tous les résultats affichés dans les tableaux sont les coefficients estimés, donc sans ce calcul.

Figure IV

Effet de la réforme sur le volume des transactions, mois par mois, avant et après la date de mise en œuvre



Note : le mois 0 (trait vertical continu) est le mois de mise en œuvre de la réforme dans un département donné ; les traits verticaux pointillés délimitent les mois statistiquement significatifs. Le modèle mensuel étant de type log-level, les coefficients « bruts » doivent être calculés comme suit afin d'être interprétés en pourcentages comme sur le graphique : $(\exp(\beta) - 1) \times 100$. Ces effets sont estimés à partir des assiettes fiscales mensuelles totales par département, et représentent donc l'évolution du volume des transactions en supposant que les prix sont restés inchangés.

Note de lecture : un mois après la mise en œuvre de la réforme, le volume des transactions a chuté d'environ 10 % dans les départements ayant augmenté les DMTO.

Source : CGEDD selon DGFiP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département, Insee, Construction de logements (Sit@del2), Taux de chômage localisés, Estimation de population au 1^{er} janvier, DGFiP, Taux de fiscalité directe locale (TFPB), DGFiP-DGCL, Les budgets primitifs des départements, de 2012 à 2015 ; calculs des auteurs.

réforme. Après cet effet de court terme, les coefficients ne sont pas différents de zéro, ce qui signifie que le marché du logement a dû atteindre un nouvel état stationnaire. Nous avons donc développé le modèle suivant afin d'estimer les effets moyens de ces trois périodes.

$$\begin{aligned} \log Y_{dt} = & \alpha_d + \lambda_t + \beta_{A1} Anticipation_{d,t=T_d-1} \\ & + \beta_2 Retention_{d,t \in [T_d, T_d+1, T_d+2]} \\ & + \beta_3 Post.Retention_{d,t \in [T_d+3, Oct. 2015]} \\ & + \rho X_{dt} + \varepsilon_{dt} \end{aligned} \quad (3)$$

où T_d est égal au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d .

$Anticipation_{d,t=T_d-1}$ est une variable binaire égale à 1 uniquement le mois précédant le mois d'implémentation (c'est-à-dire T_d) dans un département d . Sinon, cette variable est égale à 0. Par exemple, dans les départements qui ont augmenté les DMTO en mars 2014, $Anticipation_{d,t=T_d-1} = 1$ en février 2014 ; dans les départements qui ont mis en œuvre la réforme en avril 2014, $Anticipation_{d,t=T_d-1} = 1$ en mars 2014.

$Retention_{d,t \in [T_d, T_d+1, T_d+2]}$ est égal à 1 si une augmentation des DMTO est mise en place dans un département d , et que le mois t est l'un des 3 premiers mois suivant la date de mise en œuvre. Sinon, cette variable est égale à 0.

$Post.Retention_{d,t \in [T_d+3, Oct. 2015]}$ est égal à 1 si une augmentation des DMTO est mise en place dans un département d , et que le mois t est situé dans la période postérieure aux 3 premiers mois suivant la date de mise en œuvre. Sinon, cette variable est égale à 0.

L'effet d'anticipation en $T_d - 1$ est estimé par $\hat{\beta}_{A1}$ (effet temporel positif), l'effet de rétention moyen est estimé par $\hat{\beta}_2$ (effet négatif dû à la reprogrammation + la réaction de marge extensive) et l'effet moyen après rétention est estimé par $\hat{\beta}_3$. Pour interpréter les coefficients bruts, voir l'encadré 4.

Résultats

Modèle mensuel

Le tableau 2-A présente les estimations du modèle mensuel, pour lesquelles la variable dépendante est l'assiette fiscale totale du régime de droit commun. Ces estimations sont illustrées par la figure IV, qui montre la courbe des coefficients et des intervalles de confiance

(le tableau C-2 en complément en ligne présente tous les coefficients).

Les estimations montrent une hausse d'environ 25 % le mois précédant immédiatement la mise en œuvre de la réforme (c'est à dire $T_d - 1$), significatif au seuil de 1 %. Aucun des autres coefficients de la période d'anticipation n'est significativement différent de zéro (sauf le coefficient pour $T_d - 5$, soit 5.6 %¹¹), ce qui signifie que l'effet d'anticipation est concentré sur le mois précédant immédiatement la date de mise en œuvre. Les deux spécifications suggèrent que les acheteurs et les vendeurs se sont effectivement mis d'accord pour échapper à la hausse fiscale, et ont par conséquent avancé d'un mois la date de vente.

Les estimations avec le modèle mensuel montrent une forte diminution des assiettes fiscales le premier mois de la hausse des DMTO (c'est à dire T_d), d'environ 22 %, 9.5 % le deuxième mois

11. Ce coefficient est assez surprenant et nous supposons qu'il pourrait correspondre à une éventuelle première anticipation au cours du dernier trimestre 2013, suite à la loi de finances.

Tableau 2-A
Estimations pour le modèle mensuel

	Total des assiettes fiscales du régime de droit commun
Effet d'anticipation ($T_d - 5$) ($\hat{\beta}_{A5}$)	0.055** (0.027)
Effet d'anticipation ($T_d - 4$) ($\hat{\beta}_{A4}$)	0.013 (0.022)
Effet d'anticipation ($T_d - 3$) ($\hat{\beta}_{A3}$)	- 0.013 (0.021)
Effet d'anticipation ($T_d - 2$) ($\hat{\beta}_{A2}$)	0.013 (0.022)
Effet d'anticipation ($T_d - 1$) ($\hat{\beta}_{A1}$)	0.22*** (0.021)
Effet de rétention (T_d) ($\hat{\beta}_{R0}$)	- 0.25*** (0.030)
Effet de rétention ($T_d + 1$) ($\hat{\beta}_{R1}$)	- 0.10*** (0.026)
Effet de rétention ($T_d + 2$) ($\hat{\beta}_{R2}$)	- 0.047** (0.023)
Effet de rétention ($T_d + 3$) ($\hat{\beta}_{R3}$)	0.00085 (0.029)
Effet de rétention ($T_d + 4$) ($\hat{\beta}_{R4}$)	0.0076 (0.027)
R ² ajusté	0.65
Observations	4 232

Note : pour une meilleure compréhension, nous présentons uniquement les estimations des 5 mois précédant et suivant la réforme. Tous les coefficients sont disponibles dans le complément en ligne C2. Ce tableau présente les estimations de l'équation 2, obtenues avec un estimateur *within*. La variable dépendante de l'estimation est de type logarithmique. Dans ce tableau T_d correspond au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d . Les écarts-types, entre parenthèses, sont clusterisés par département. Les étoiles indiquent le niveau de significativité : * p<0.1, ** p<0.05 et *** p<0.01. Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département, Insee, Construction de logements (Sit@del2), Taux de chômage localisés, Estimation de population au 1^{er} janvier, DGFIP, Taux de fiscalité directe locale (TFPB), DGFIP-DGCL, Les budgets primitifs des départements de 2012 à 2015.

Tableau 2-B
Estimations pour le modèle parcimonieux

	Total des assiettes fiscales du régime de droit commun					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Effet d'anticipation ($T_d - 1$) ($\hat{\beta}_{A1}$)	0.19*** (0.014)	0.19*** (0.016)	0.18*** (0.016)	0.23*** (0.021)	0.23*** (0.021)	0.23*** (0.021)
Effet de rétention moyen ($\hat{\beta}_2$)	- 0.16*** (0.011)	- 0.15*** (0.014)	- 0.17*** (0.013)	- 0.14*** (0.022)	- 0.15*** (0.021)	- 0.15*** (0.021)
Effet post rétention moyen ($\hat{\beta}_3$)	0.031*** (0.0050)	0.049*** (0.010)	0.036*** (0.0099)	- 0.0099 (0.026)	- 0.018 (0.025)	- 0.016 (0.024)
R ² ajusté	0.055	0.067	0.070	0.64	0.64	0.65
Observations	4 232	4 232	4 232	4 232	4 232	4 232
EF mensuels	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
EF départementaux	Non	Non	Oui	Non	Oui	Oui
Variables de contrôle	Non	Oui	Oui	Oui	Non	Oui

Note : ce tableau présente les estimations de l'équation 3, obtenues avec un estimateur *within*. La variable de résultat des estimations est de type logarithmique. Dans ce tableau T_d correspond au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département d . Les écarts-types, entre parenthèses, sont clusterisés par département. EF signifie effets fixes. Les étoiles indiquent le niveau de significativité : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$ et *** $p < 0.01$. Source : cf. tableau 2-A.

après la réforme ($T_d + 1$), et 4.6 % le troisième mois ($T_d + 2$), tous significatifs au seuil de 1 % et de 5 % (tableau 2-A). Aucun des autres coefficients n'est significativement différent de zéro. Ces résultats prouvent que l'essentiel de l'effet de rétention a eu lieu les trois premiers mois suivant la réforme, et que l'effet s'est dissipé plus tard, comme le montrent les courbes des coefficients estimés des effets mensuels (voir figure IV). La baisse cumulée dans les mois qui suivent la réforme est supérieure à l'augmentation de 25 % en $T_d - 1$ (voir figure V). Ce résultat prouve que la baisse estimée du nombre de transactions n'est pas seulement due à la reprogrammation (c'est-à-dire aux transactions anticipées qui se sont déjà produites en $T_d - 1$).

Modèle parcimonieux

Le tableau 2-B montre les estimations du modèle parcimonieux pour différentes spécifications, introduisant un par un les effets fixes mensuels, les effets fixes départementaux et les variables de contrôle. Pour l'effet d'anticipation, une fois que nous introduisons les effets fixes mensuels, c'est-à-dire lorsque nous adoptons réellement la stratégie d'estimation par doubles différences, ni les coefficients, ni les écarts-type ne changent vraiment avec ou sans variables de contrôle (colonnes (4) à (6)). Nous constatons une anticipation en $T_d - 1$, d'environ 26 %, significative au seuil de 1 %. L'effet de rétention mensuel moyen sur les trois mois suivant la mise en œuvre est d'environ - 14 %, significatif au seuil de 1 % (colonnes (4) à (6)), alors que nous ne constatons aucun effet significativement

différent de zéro sur la période postérieure à la rétention, lors de l'introduction des effets fixes mensuels (colonnes (4) à (6)).

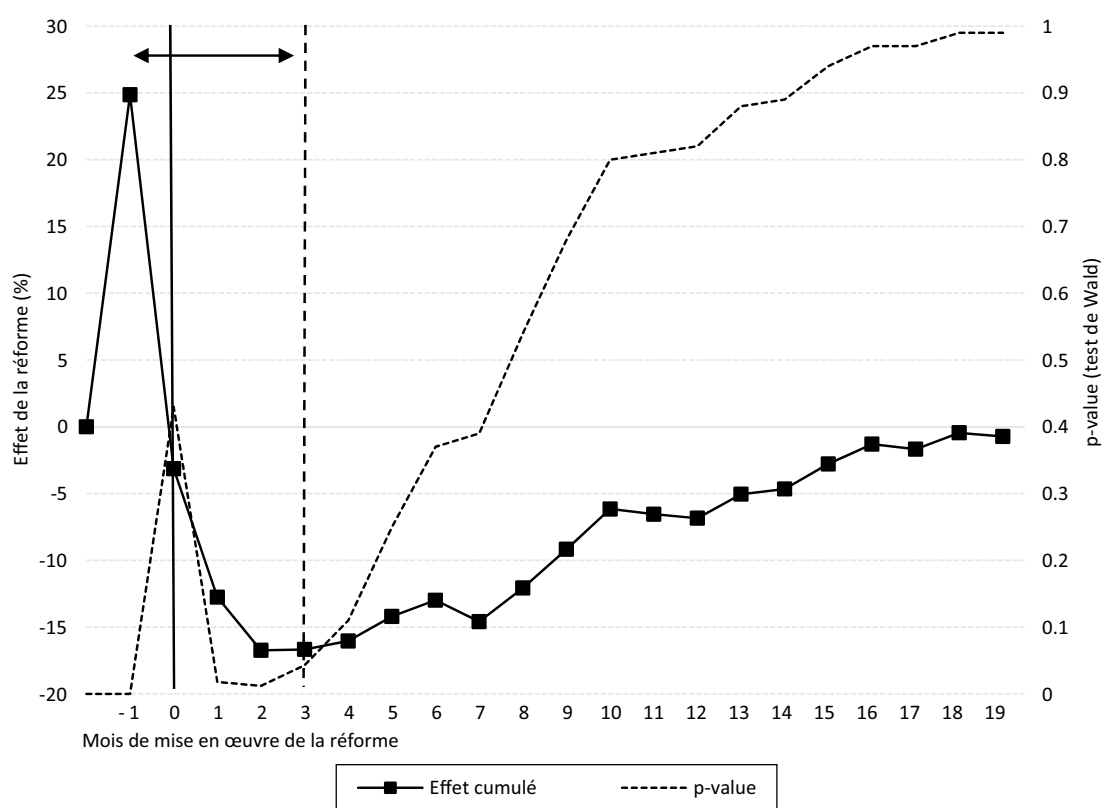
Effet net

L'une des principales difficultés est de calculer l'effet de rétention net (Mian & Sufi¹², 2012 ; Best & Kleven, 2018). L'effet de rétention évalué jusqu'à présent s'avère amplifié par le fort effet d'anticipation en $T_d - 1$, qui crée une « perte » de transactions le mois suivant (reprogrammation). Le résultat en est une augmentation de l'effet négatif estimé.

Le coefficient $\hat{\beta}_{A1} = 0.23$ (0.021) de l'équation (3) implique que l'anticipation de la réforme a augmenté le volume des transactions de 26 % le mois précédant immédiatement la mise en œuvre ; le coefficient $\hat{\beta}_2 = - 0.15$ (0.021) implique que l'activité mensuelle moyenne a été inférieure de 14 % dans les départements traités lors des 3 mois suivant la mise en œuvre. Ces estimations ensemble impliquent que $-\hat{\beta}_{A1}/(3\hat{\beta}_2) = 51\%$ de l'effet de rétention a été un effet de reprogrammation dû aux transactions anticipées (substitution intertemporelle par ceux qui auraient de toute façon acheté un bien immobilier), et que les 49 % restants correspondent à un effet de marge extensive (ceux qui auraient acheté un bien immobilier en l'absence de la réforme).

12. Nous ne pouvons pas appliquer la même méthode que celle proposée dans cet article, en raison des différentes vagues du processus de mise en œuvre.

Figure V
Effet cumulé de la réforme sur le volume des transactions, mois par mois, avant et après la date de mise en œuvre



Note : le mois 0 correspond au mois de mise en œuvre de la réforme dans un département donné. Le graphique représente le cumul à partir de $T_d - 1$ des coefficients estimés dans le tableau 2-A et représentés dans la figure IV (axe de gauche), et la p-value du test de Wald (échelle de droite). La double flèche illustre la période pour laquelle le test de Wald rejette H_0 (c'est-à-dire la somme des coefficients est nulle).
Note de lecture : la valeur - 3.14 % au mois 0 est le pourcentage de variation de $T_d - 1$ à T_d (deux mois), et s'interprète de la façon suivante : au bout de deux mois après $T_d - 1$, il y a une baisse cumulée de 3.14 % du nombre de transactions mensuelles et la p-value du test de Wald de 0.43.
Source : CGEDD selon DGFIP (MEDOC), Assiettes des droits de mutation immobiliers par département, Insee, Construction de logements (Sit@del2), Taux de chômage localisés, Estimation de population au 1^{er} janvier, DGFIP, Taux de fiscalité directe locale (TFPB), DGFIP-DGCL, Les budgets primitifs des départements de 2012 à 2015 ; calculs des auteurs.

Un nouvel élément de preuve est apporté par la figure V, qui retrace la somme cumulée des coefficients du modèle mensuel à partir d'un mois avant le mois de mise en œuvre (c'est-à-dire $T_d - 1$). Cette figure montre que l'ampleur de l'effet de rétention est supérieure à celle de l'effet d'anticipation et que, dans les mois qui suivent la date de mise en œuvre, la somme cumulée est toujours négative. En effectuant un test de Wald sur la somme des coefficients de $T_d - 1$ à $T_d + 2$, nous pouvons rejeter au seuil de 5 % l'hypothèse selon laquelle ce résultat somme à zéro (H_0). Ce résultat s'avère vrai pendant une période de 5 mois allant de $T_d - 1$ à $T_d + 3$ (figure V, double flèche), sauf pour le mois de mise en œuvre de la réforme (T_d), ce qui implique que la reprogrammation est presque totalement absorbée au cours du premier mois de la mise en œuvre. Au-delà de quatre mois après la date de mise en œuvre, nous ne pouvons pas rejeter le fait que l'évolution du groupe de traitement et celle des groupes de contrôle sont similaires.

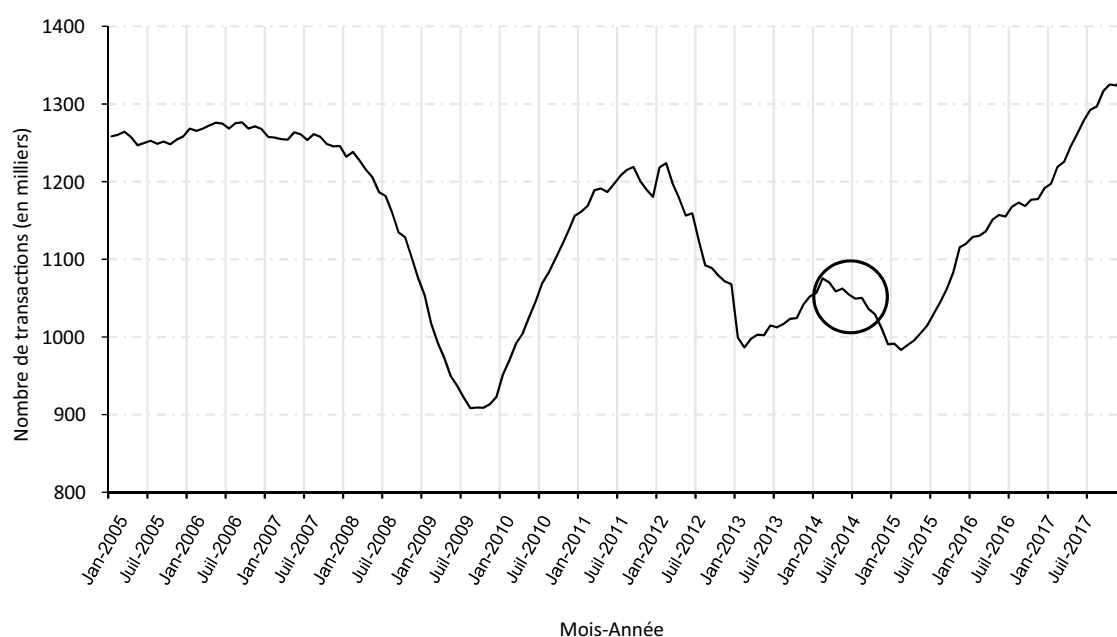
La somme cumulée des coefficients jusqu'à $T_d + 2$ est égale à - 0.18. En divisant cette somme par 3 (les 3 mois de l'effet de rétention), nous obtenons un effet net mensuel moyen de - 5.8 % sur trois mois. Le même calcul jusqu'à $T_d + 3$ (- 0.17) donne un effet net mensuel moyen de - 5.5 % sur quatre mois. Nous avons ainsi de solides preuves d'un effet à court terme.

En utilisant les coefficients du modèle parcimonieux (cf. tableau 2-B) et en appliquant un calcul similaire¹³, nous obtenons une variation proportionnelle nette mensuelle moyenne de - 7 % au cours des trois premiers mois suivant la date de mise en œuvre.

En exploitant les deux estimations et en donnant plus de poids à l'estimation mensuelle, nous concluons à une baisse à court terme située entre

13. $(0.23 + 3 \times (-0.15)) / 3 = -0.073$.

Figure VI
Total des transactions immobilières en moyenne mobile sur 12 mois



Note : le nombre de transactions est cumulé sur les 12 derniers mois et correspond au nombre de transactions du régime de droit commun enregistrées par la DGFIP.
Champ : France (sauf Mayotte).
Sources : CGEDD selon DGFIP (*MEDOC + Fidji*), nombre de ventes immobilières taxées au taux du régime de droit commun par département de 2005 à 2017.

5.5 % et 7 % par mois pendant les trois mois suivant la date de mise en œuvre (soit environ 6 %) et aucune réaction à moyen ou long terme ensuite.

Cet effet net mensuel contribue à fournir une estimation approximative du nombre de transactions définitivement perdues en 2014 en raison de la hausse des DMTO. Comme indiqué dans la figure VI le nombre annuel de transactions du régime de droit commun au niveau national s'est établi à environ 1 050 000 à la veille de 2014. Nous pouvons donc calculer l'estimation approximative de la baisse si la mise en œuvre avait eu lieu à l'échelle nationale. Nous devrions observer une chute du nombre de transactions de l'ordre de 18 % à la fin de la période de trois mois, soit $16\,142 \approx (18\%) \times \text{Nombre de Transactions}_0$, où $\text{Nombre de Transactions}_0$ est égal au nombre moyen mensuel de transactions sur les deux années précédentes (soit 89 681).

En fait, seulement 93 %¹⁴ des départements ont mis en œuvre la mesure au cours de la période de régression. De ce fait, l'effet réel est plus proche de 15 000, soit environ 1/4 de la baisse observable sur la figure VI (voir le cercle, qui donne approximativement le nombre total de transactions immobilières¹⁵). Ce calcul sous-estime certainement l'effet réel puisque nous ignorons toute interdépendance entre les marchés locaux.

Il doit être considéré comme une limite inférieure de l'effet réel.

Malheureusement, nous ne pouvons pas conclure quant à la question de savoir si cette perte de transaction des trois (quatre) premiers mois a été récupérée (c'est-à-dire si l'ensemble de la réaction à la réforme est une réaction temporelle). D'une part, un élément de preuve en faveur de l'absence de récupération a trait au fait que les coefficients mensuels ne sont pas significatifs après $T_d + 2$ dans la régression mensuelle (cf. tableau 2-A), contrairement à Mian et Sufi (2012) qui ont obtenu des coefficients d'inversion statistiquement significatifs. D'autre part, un élément de preuve dans l'autre sens a trait au fait que si l'on observe le test de Wald relatif à la nullité de la somme des coefficients, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse selon laquelle ces coefficients somment à zéro au-delà des cinq mois (c'est à dire après $T_d + 3$). Toutefois, il ne faut pas oublier que l'échelonnement de la mise en œuvre introduit un bruit au-delà de $T_d + 3$ en raison de l'attrition du groupe de contrôle (cf. tableau 1), bruit qui vient s'ajouter à la diminution de l'amplitude

14. $94 / 101 = 0.93$.

15. Habitations + locaux non résidentiels + terrains.

de l'effet, ce qui réduit la puissance statistique. Par ailleurs, la puissance statistique de l'effet cumulatif s'affaiblit également mécaniquement au fur et à mesure que nous élargissons l'horizon, en ajoutant un bruit supplémentaire pour chaque mois ajouté, comme le montre le tracé de la p-value du test de Wald. Nous choisissons donc à ce stade de laisser cette question sans réponse, et nous concluons que ce point nécessite des investigations et des données supplémentaires.

Élasticité de la taxe et courbe de Laffer

Dans cette section, nous souhaitons quantifier la réaction sur les assiettes fiscales totales pour une augmentation d'un pourcent de la taxe. Puisque nous avons estimé que l'effet net est d'environ - 6 %, alors que la hausse des taux d'imposition est d'environ 14.15 %¹⁶, l'élasticité est de :

$$\varepsilon_{TB}^{\tau} = \frac{\partial \log Y}{\partial \log \tau} \cong \frac{\frac{\Delta Y}{Y}}{\frac{\Delta \tau}{\tau}} \cong \frac{-0.06}{0.1415} = -0.42 \quad (4)$$

Ce résultat signifie que les assiettes fiscales diminuent de 0.42 % pour une hausse de 1 % du taux des DMTO (c'est à dire qu'il y a une perte des assiettes fiscales qui réduit les gains des recettes fiscales pour les budgets locaux). Ensuite, nous voulons calculer $\bar{\tau}$, le taux à partir duquel les recettes fiscales des départements seraient maximales, puis commenceraient à décliner pour chacun des $\tau > \bar{\tau}$ (soit le maximum de la courbe de Laffer).

Une légère variation du taux d'imposition change Y de :

$$\frac{\partial \tau Y}{\partial \tau} = Y + \tau \frac{\partial Y}{\partial (1 + \tau)} = Y \left(1 - \frac{\tau}{1 + \tau} \varepsilon \right) \quad (5)$$

où $\varepsilon \equiv \varepsilon_{TB}^{1+\tau} = -\frac{\partial \log Y}{\partial \log (1 + \tau)}$ est l'élasticité des assiettes fiscales par rapport aux prix taxes incluses. Le taux de Laffer qui donne un résultat de zéro pour l'équation ci-dessus est :

$$\bar{\tau} = \frac{1}{\varepsilon - 1} \quad (6)$$

Pour calculer ce taux, nous utilisons l'expression suivante :

$$\varepsilon_{TB}^{1+\tau} = \varepsilon_{TB}^{\tau} \frac{1 + \tau}{\tau} \cong 0.42 \frac{1 + 0.0509}{0.0509} \cong 8.7 \quad (7)$$

Finalement, remplacer (7) dans (6) implique que $\bar{\tau} \cong 13\%$, et que les recettes fiscales des départements se situent toujours sur la partie ascendante de la courbe de Laffer¹⁷.

Discussion

Le résultat principal – uniquement un effet à court terme de la réforme – soulève des questions intéressantes. À première vue, en augmentant les taxes, nous pourrions nous attendre à ce que le marché soit durablement affecté. Néanmoins, dans notre cas, l'effet de marge extensive est estimé durer seulement 3 mois, et nous ne voyons pas de différence au-delà entre les départements traités et de contrôle. Trois explications sont possibles. (1) Il est possible de construire un modèle théorique d'investissement immobilier où l'effet à long terme est ambigu. (2) Cette courte baisse pourrait correspondre au temps pour les individus de trouver de nouveaux acheteurs. En France, la durée moyenne d'un contrat pour l'acquisition d'un bien immobilier est de 3 mois. Il est donc possible que ces trois mois de baisse correspondent au temps pour les vendeurs de trouver de nouveaux acheteurs, après que les premiers acheteurs, informés de la hausse des taxes, aient renoncé à acheter. De plus, ces acheteurs pourraient avoir décidé d'acheter à un prix inférieur : ils ont renoncé au type de bien immobilier qu'ils recherchaient, afin d'acheter quelques mois plus tard un bien présentant des caractéristiques et donc un prix moindre. (3) Un biais cognitif de la part des agents. Comme l'a développé le prix Nobel Richard Thaler, les individus ne ressentent pas les différences de prix de façon identique quand les prix sont élevés. Par exemple, certains sont prêts à payer un « coût » relativement important pour économiser 10 € sur un petit achat (par exemple au restaurant) ; dans le même temps, ils pensent qu'un logement de 200 000 € et un logement de 205 000 € représentent quasiment la même somme, alors que l'écart est de 5 000 € !

Néanmoins, notre étude est confrontée à deux limitations principales. L'une est un possible effet de contagion (*spillover effect*) qui introduirait un biais, du fait que certains acheteurs pourraient avoir choisi de « voter avec leurs pieds ». Plus précisément, certains acheteurs disposés à acheter dans un département traité voisin d'un département de contrôle, dans une zone limitrophe entre les deux départements, pourraient avoir choisi d'acheter dans le département de contrôle en raison de la réforme. Dans une

16. Les DMTO du régime de droit commun ont augmenté de 0.7 points de pourcentage (en raison de l'augmentation de la part départementale, cf. encadré 1), passant de 5.09 % à 5.81 %, soit une hausse de 14.15 %.

17. À noter que l'estimation de l'élasticité serait plus élevée en utilisant les estimations brutes (plutôt que les estimations nettes).

étude plus approfondie de la réforme à l'aide de micro-données, cet effet de contagion pourrait être estimé en utilisant la méthode de régression par discontinuité (voir Hahn *et al.*, 2001 ; Imbens & Lemieux, 2008), et en regroupant les départements traités et de contrôle qui sont voisins. Il est également possible de définir une bande de quelques kilomètres autour de la frontière entre deux départements, pour faire la différence entre département traité et département de contrôle, et entre le marché du logement au centre des départements traités et le marché du logement dans la zone limitrophe. Nous supposons néanmoins que cet effet est de faible ampleur, car les biens immobiliers sont des biens hétérogènes, notamment en ce qui concerne leur localisation. La seconde est un possible manque de variables de contrôle, car nous n'avons pas pu obtenir toutes les données souhaitées (mensuellement et par département), notamment le loyer par département. Néanmoins, nous testons ci-après la présence d'éventuelles variables inobservables ou l'hétérogénéité possible entre les départements. Nous supposons également que la plupart des variables de contrôle éventuellement omises sont fixes dans le temps, et donc capturées par les effets fixes.

On pourrait également soutenir qu'il existe un biais de sélection, car les départements qui n'ont pas mis en œuvre l'augmentation des DMTO sont différents des autres à certains égards quant à leur marché du logement. Une telle hypothèse ne semble pas plausible si l'on examine l'évolution des variables de résultat (cf. figures II et A). De plus, dans les distributions et les tendances des autres variables locales entre les groupes (voir le complément en ligne C1), il n'existe pas de différence marquée entre les groupes traités et les groupes de contrôle. La population, les taux d'imposition

de l'immobilier, l'indice de « bonne administration » et le marché immobilier ne présentent aucune différence entre les groupes, ni entre ces groupes et les statistiques nationales. Au final, ce qui nous intéresse ici, c'est l'élasticité de l'offre et de la demande des acheteurs et des vendeurs dans l'immobilier, alors que le choix de la mise en œuvre de la réforme incombe aux élus locaux. Ces décideurs sont élus, et l'on pourrait donc en déduire qu'il existe une corrélation entre eux et la population (composée des acheteurs et des vendeurs). Cependant, il s'agit ici de savoir si ces élasticités sont corrélées avec le choix de mettre ou non en place la réforme. Une telle hypothèse d'indépendance est difficile à vérifier. Néanmoins, nous essayons ci-après de tester un biais éventuel dû à la couleur politique des collectivités locales.

Le principal problème de sélection, dans les expériences naturelles incluant une réforme de la politique fiscale locale, est la couleur politique des élus locaux qui ont décidé de mettre en œuvre (ou non) la hausse fiscale. En effet, dans notre étude, on pourrait soutenir que les départements de gauche ou de droite pourraient avoir mis en œuvre la réforme différemment. Cependant, la proportion de départements de gauche et de droite qui ont augmenté ou non les DMTO est exactement la même que la répartition des départements de gauche et de droite de l'ensemble du pays (tableau 3). Par ailleurs, lors des élections départementales 2015, 28 départements sont passés de la gauche vers la droite et un seul département est passé de la droite vers la gauche. La nouvelle répartition politique des conseils départementaux est la suivante : 34 pour la gauche et 67 pour la droite. La répartition s'est donc déplacée entre les deux orientations politiques, mais aucun département n'a décidé de réduire les DMTO alors qu'ils en ont la possibilité.

Tableau 3
Couleur politique des départements en fonction de l'augmentation ou non des DMTO

		Parti		Total
		Gauche	Droite	
DMTO = 4,50 % (augmentation)	% nombre de départements ^(a)	60.4 58	39.6 38	100 96
DMTO = 3,80 % (inchangé)	% nombre de départements ^(a)	60 3	40 2	100 5
France entière	% nombre de départements ^(a)	60.4 61	39.6 40	100 101

(a) Nombre de départements utilisés pour calculer les pourcentages.

Note : le parti pris en compte est celui qui dirigé le conseil départemental quand l'augmentation des DMTO a été votée. Il correspond donc soit aux élections départementales de 2011, soit à celles de 2015.

Champ : France entière. Ce calcul a été effectué sur l'ensemble des départements (soit 101).

Source : Ministère de l'intérieur, résultats des élections cantonales 2011 et départementales 2015.

D'autres éléments sont abordés dans le complément en ligne C4.

Tests de robustesse

Comme suggéré dans l'article de Meyer (1995), nous multiplions les tests de robustesse afin de vérifier la validité de nos résultats. Nous rendons compte des détails de ces tests et des estimations dans le complément en ligne C5.

(1) Variable dépendante alternative. Une variable dépendante alternative (assiette fiscale totale du régime dérogatoire) permet de déterminer si les résultats sont biaisés en raison d'un choc exogène affectant de façon différente le marché du logement de chacun des groupes. Les résultats du tableau C5-3 ne montrent aucun coefficient significativement différent de zéro au seuil de 10 %, pour les résultats utilisant la variable alternative. Il semble donc que nos résultats ne soient pas biaisés : il n'y a pas eu de choc affectant différemment le marché du logement de chaque groupe pendant la période de régression.

(2) Estimations utilisant une période différente. Nous vérifions la validité de nos résultats par rapport au choix de la période et aux groupes de l'échantillon. Le tableau C5-4 montre des estimations proches de celles des principales estimations. L'effet principal auquel nous nous intéressons est similaire à nos premières estimations. Elles semblent donc robustes par rapport au choix de la période d'estimation.

(3) Évolution des conditions économiques locales. Comme les résultats que nous avons estimés sont susceptibles d'être impactés par un choc économique exogène affectant différemment chacun des groupes de l'échantillon, nous testons ce type d'évolution dans les conditions économiques locales. Pour mettre en œuvre ce test, nous utilisons la même méthode que Benzarti et Carloni (2015). Les résultats des deux modèles, présentés dans les tableaux C5-5 et C5-6, ne montrent que de légères différences entre les estimations et nos principaux résultats. Nous pouvons donc en conclure que nos estimations sont robustes, et qu'aucun choc économique local exogène n'affecte différemment nos groupes.

(4) Régression par sous-groupes de traitement. Nous réalisons une nouvelle estimation du modèle parcimonieux dans laquelle nous

autorisons une possible hétérogénéité pour les différents sous-ensembles des groupes traités. Les résultats de cette régression sont présentés dans le tableau C5-7. L'effet d'anticipation n'est pas significatif pour le sous-groupe de Janvier et pour les autres sous-groupes, il se situe entre dans une fourchette large allant de 16 % (Mai 2014) à 45 % (Avril 2014). L'effet de rétention est également non significatif pour le sous-groupe de Janvier, et se situe entre - 10 % (Mars 2014) et - 17 % (Mai 2014) pour les autres sous-groupes. Aucun des coefficients de la période postérieure à la rétention n'est significativement différent de zéro. Il n'est cependant pas surprenant qu'il y ait une certaine hétérogénéité dans les réactions des marchés locaux.

(5) Suppression des groupes potentiellement hétérogènes. Nous pouvons suspecter une possible hétérogénéité ou des inobservables affectant différemment les groupes de Mai 2014 et Janvier 2015. Afin de tester cette hypothèse, nous estimons nos coefficients en supprimant de l'échantillon estimé le groupe de Janvier 2015, le groupe de Mai 2014, ou les deux. Le tableau C5-8 ne montre que de légères différences entre les estimations et nos principaux résultats. Nous pouvons donc conclure à la robustesse de nos résultats par rapport au choix de l'échantillon, et à un possible biais provenant de départements hétérogènes.

* *
*

Pour conclure, nous avons démontré l'impact négatif de l'augmentation des DMTO sur le marché du logement, ce qui est conforme à la littérature économique sur le sujet. Nous apportons des estimations empiriques indiquant que deux réactions comportementales ont eu lieu. Nous présentons des preuves extrêmement convaincantes d'une réaction temporelle à court terme due à une anticipation de la hausse fiscale : les agents ont avancé la date des transactions au mois qui la précédait. Le nombre de transactions a bondi de 26 % au cours du mois précédant la mise en œuvre de la réforme. Par la suite, le volume des transactions a baissé d'environ 14 % en moyenne par mois au cours des trois mois qui ont suivi le changement de taux, 51 % de cette perte étant dus à l'anticipation des transactions. Les deux effets ne s'annulent pas. Au final, l'effet net mensuel moyen correspond à une baisse des transactions de l'ordre de 6 % sur les trois mois suivant la date de la mise en œuvre, en supposant l'absence

de changement des prix de vente. Cette hypothèse semble réaliste car le système des DMTO en France est proportionnel, et le paiement des DMTO incombe à l'acheteur. Les acheteurs et les vendeurs peuvent plus facilement convenir d'une modification de la date de vente que d'une modification du prix de vente (Benjamin *et al.*, 1993 ; Davidoff & Leigh, 2013 ; Slemrod *et al.*, 2017), comportement mis en évidence par l'importance de l'effet d'anticipation. Néanmoins, il est difficile, en l'absence de données mensuelles non cumulatives sur le nombre de transactions et sans estimation hédonique, de distinguer l'effet sur le volume des transactions de l'effet prix. Nous trouvons des preuves irréfutables d'un effet à court terme substantiel – mais pas d'effet à moyen ou long terme – ce qui signifie qu'il existe une forte « résilience » du marché du logement (des ménages doivent acheter de toute façon). De plus, nous estimons que l'élasticité à court terme de l'assiette fiscale par rapport au taux d'imposition est de l'ordre de - 0.42, ce qui signifie une perte de 42 % des recettes fiscales par rapport à une situation d'absence de réaction comportementale, au cours du premier trimestre après la réforme. Calculant le taux de Laffer, nous concluons que les recettes fiscales des départements restent sur la partie ascendante de la courbe de Laffer. À noter que nos résultats sont valables en équilibre partiel uniquement. Nous n'estimons pas les éventuels autres aspects en équilibre général résultant de la distorsion du marché du logement, tels que l'évolution des investissements des collectivités locales, ou l'impact sur le marché du travail.

Appliquée aux données sur les transactions au niveau national, notre estimation indique qu'il manque environ 15 000 transactions en raison de l'augmentation des DMTO. Cette estimation correspond probablement à une limite inférieure de l'impact réel.

Cette évaluation peut être étendue de trois manières : en utilisant les données mensuelles non cumulées sur le nombre de transactions ; en effectuant une estimation précise de l'effet prix via un modèle hédonique (avec les bases de données notariales *BIEN*¹⁸ et *Perval*) ; en mettant en œuvre une régression par discontinuité afin d'estimer la possibilité que des acheteurs aient pu « voter avec leurs pieds » (effet de contagion ou *spillover effect*).

Enfin, nos résultats pourraient être utilisés pour discuter de l'impact de futures réformes des DMTO, et anticiper leur effet sur le marché du logement, notamment sur le comportement des acheteurs et des vendeurs. Même si la hausse des DMTO a été une « bonne opération » pour les départements en termes de recettes fiscales, elle a créé un effet de distorsion qui a été prouvé : certaines personnes qui auraient pu devenir propriétaires ou déménager d'un endroit à un autre, ne l'ont pas fait à cause de la réforme (effet de verrouillage). En conséquence, en accord avec les conclusions de Van Ommeren et Van Leuvensteijn (2005), nous concluons que l'augmentation des DMTO a un impact négatif significatif (au moins à court terme) sur la mobilité résidentielle et le bien-être. □

18. Base d'informations économiques notariales.

BIBLIOGRAPHIE

- Benjamin, J. D., Coulson, N. E. & Yang, S. X. (1993).** Real Estate Transfer Tax and Property Values: The Philadelphia Story. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7(2), 151–157.
<https://doi.org/10.1007/bf01258324>
- Benzarti, Y. & Carloni, D. (2015).** Who Really Benefits from Consumption Tax Cuts? Evidence from a Large VAT Reform in France. *Job Market Paper*.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2629380>
- Besley, T., Meads, N. & Surico, P. (2014).** The Incidence of Transaction Taxes: Evidence from a Stamp Duty Holiday. *Journal of Public Economics*, 119, 61–70.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.07.005>
- Best, M. C. & Kleven, H. J. (2018).** Housing Market Responses to Transactions Taxes: Evidence from Notches and Stimulus in the UK. *The Review of Economic Studies*, 85 (1), 157–193.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdx032>
- Dachis, B., Duranton, G. & Turner, M. A. (2012).** The Effects of Land Transfer Taxes on Real Estates Market: Evidence from a Natural Experiment in Toronto. *Journal of Economics Geography*, 12(2), 327–354.
<https://doi.org/10.1093/jeg/lbr007>
- Davidoff, I. & Leigh, A. (2013).** How Do Stamp Duties Affect the Housing Market?. *Economic Record*, 89(286), 396–410.
<https://doi.org/10.1111/1475-4932.12056>
- Donald, S. G. & Lang, K. (2007).** Inference with Difference-in-Differences and Other Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 89(2), 221–233.
<https://doi.org/10.1162/rest.89.2.221>
- Hahn, J., Todd, P. & Van der Klaauw, W. (2001).** Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, 69(1), 201–209.
https://www.jstor.org/stable/2692190?seq=1#page_scan_tab_contents
- Imbens, G. & Lemieux, T. (2008).** Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635.
<https://doi.org/10.3386/w13039>
- Ioannides, Y. M. & Kan, K. (1996).** Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice. *Journal of Regional Science*, 36(3), 335–363.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1996.tb01107.x>
- Jacobson, L. S., LaLonde, R. J. & Sullivan, D. G. (1993).** Earnings Losses of Displaced Workers. *The American Economic Review*, 83(4), 685–709.
<https://www.jstor.org/stable/2117574>
- Kopczuk, W. & Monroe, D. J. (2015).** Mansion Tax: The Effect of Transfer Taxes on the Residential Real Estate Market. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(2), 214–257.
<https://doi.org/10.3386/w20084>
- Malani, A. & Reif, J. (2015).** Interpreting Pre-Trends as Anticipation: Impact on Estimated Treatment Effects from Tort Reform. *Journal of Public Economics*, 124, 1–17.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.01.001>
- Meyer, B. (1995).** Natural and Quasi-experiments in Economics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2), 151–161.
<https://doi.org/10.3386/t0170>
- Mian, A. & Sufi, A. (2012).** The Effects of Fiscal Stimulus: Evidence from the 2009 ‘Cash for Clunkers’ Program. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3), 1107–1142.
<https://doi.org/10.3386/w16351>
- Slemrod, J. B., Weber, C. & Shan, H. (2017).** The Behavioral Response to Housing Transfer Taxes: Evidence from a Notched Change in D.C. Policy. *Journal of Urban Economics*, 100(C), 137–153.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2017.05.005>
- Van Ommeren, J. & Van Leuvensteijn, M. (2005).** New Evidence of the Effect of Transaction Tax Costs on Residential Mobility. *Journal of Regional Science*, 45(4), 681–702.
<https://doi.org/10.1111/j.0022-4146.2005.00389.x>
- Wooldridge, J. M. (2005).** Fixed Effects and Related Estimators for Correlated Random-Coefficient and Treatment-Effect Panel Data Models. *Review of Economics and Statistics*, 87(2), 385–390.
<https://doi.org/10.1162/0034653053970320>

ANNEXE

Tableau A1

Composition des groupes de l'échantillon^(a) par date de mise en œuvre de la réforme

Mars 2014				Avril 2014		Mai 2014	
N°	Département	N°	Département	N°	Département	N°	Département
01	Ain	47	Lot-et-Garonne	02	Aisne	12	Aveyron
03	Allier	48	Lozère	05	Hautes-Alpes	71	Saône-et-Loire
04	Alpes-de-Haute-Provence	49	Maine-et-Loire	14	Calvados		
06	Alpes-Maritimes	51	Marne	15	Cantal		
07	Ardèche	52	Haute-Marne	17	Charente-Maritime		
08	Ardennes	54	Meurthe-et-Moselle	2B	Haute-Corse		
09	Ariège	58	Nièvre	21	Côte-d'Or		
10	Aube	59	Nord	23	Creuse		
11	Aude	60	Oise	27	Eure		
16	Charente	61	Orne	43	Haute-Loire		
18	Cher	62	Pas-de-Calais	50	Manche		
19	Corrèze	64	Pyrénées-Atlantiques	55	Meuse		
22	Côtes-du-Nord	65	Hautes-Pyrénées	69	Rhône		
24	Dordogne	66	Pyrénées-Orientales	73	Savoie		
25	Doubs	70	Haute-Saône	85	Vendée		
26	Drôme	72	Sarthe	87	Haute-Vienne		
28	Eure-et-Loir	74	Haute-Savoie	93	Seine-St-Denis		
29	Finistère	77	Seine-et-Marne	94	Val-de-Marne		
30	Gard	79	Deux-Sèvres				
31	Haute-Garonne	80	Somme				
32	Gers	81	Tarn				
33	Gironde	82	Tarn-et-Garonne				
34	Hérault	83	Var				
35	Ille-et-Vilaine	84	Vaucluse				
37	Indre-et-Loire	88	Vosges				
39	Jura	89	Yonne				
41	Loir-et-Cher	90	Territoire-de-Belfort				
45	Loiret	91	Essonne				
46	Lot	92	Hauts-de-Seine				
Juin 2014		Janvier 2015		Contrôle (final)		Supprimé de l'échantillon	
N°	Département	N°	Département	N°	Département	N°	Département
13	Bouches-du-Rhône	44	Loire-Atlantique	36	Indre	57	Moselle
2A	Corse-du-Sud	78	Yvelines	38	Isère	67	Bas-Rhin
40	Landes	86	Vienne	53	Mayenne	68	Haut-Rhin
42	Loire			56	Morbihan	75	Paris
63	Puy-de-Dôme					971	Guadeloupe
76	Seine-Maritime					972	Martinique
95	Val-d'Oise					973	Guyane
						974	La Réunion
						976	Mayotte

(a) Le groupe de traitement est composé des sous-groupes : Mars 2014, Avril 2014, Mai 2014, Juin 2014 et Janvier 2015.

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 des 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 ($\sum_{t=2}^{12} \delta_t 1_{t \text{ in } zppr}$ 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 ($\sum_{t=2}^{12} \delta_t 1_{t \text{ in } zppr}$), 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

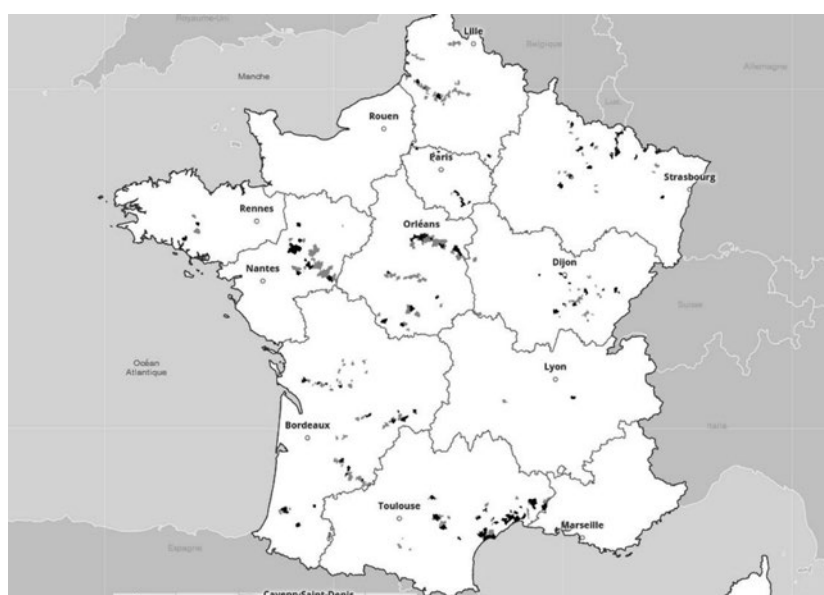
	Hors PPRI			Zonage PPRI			Ensemble		
	Avant le 1 ^{er} juin 2006	Après	Total	Avant le 1 ^{er} juin 2006	Après	Total	Avant le 1 ^{er} juin 2006	Après	Total
Appartements	2 809 (38.0)	4 578 (62.0)	7 387 (100)	659 (39.9)	994 (60.1)	1 653 (100)	3 468 (38.4)	5 572 (61.6)	9 040 (100)
Maisons	2 771 (37.1)	4 699 (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

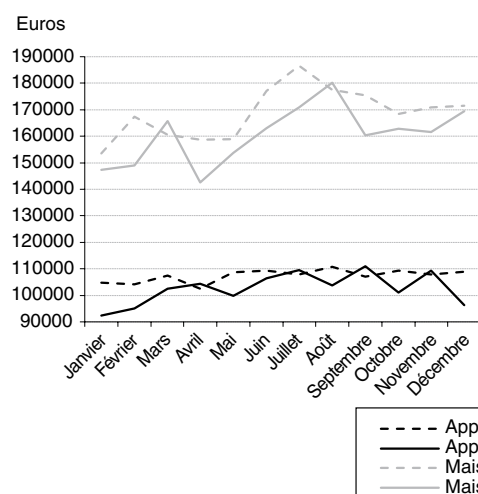
			Hors zonage PPRi		Zonage PPRi		Différence de différences (écart-type)
	Hors d'un zonage PPRi	Dans un Zonage PPRi	Avant le 1 ^{er} juin	Après le 1 ^{er} juin	Avant le 1 ^{er} juin	Après le 1 ^{er} juin	
<i>Appartements</i>							
Prix hors taxe	107 574	102 760	105 603	108 784	99 050	105 220	2 989 (2 864)
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.

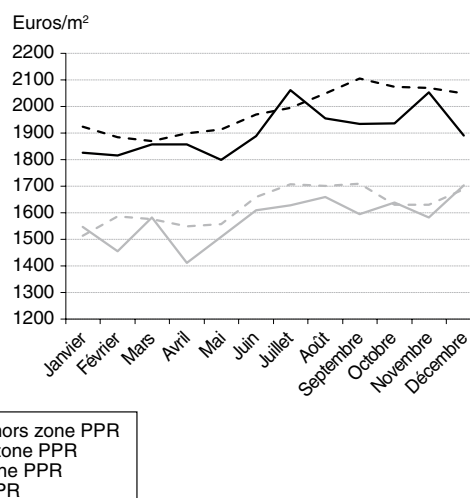
Figure II

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]

Évaluation des méthodes utilisées par les pays européens pour le calcul de l'indice officiel des prix des logements

An evaluation of the methods used by European countries to compute their official house price indices

Robert J. Hill*, Michael Scholz*, Chihiro Shimizu** et Miriam Steurer*

Résumé – Depuis 2012, Eurostat demande aux Instituts nationaux de statistique (INS) de l'Union européenne de calculer un indice des prix des logements (IPL) officiel à une périodicité trimestrielle. Eurostat recommande de calculer l'IPL à l'aide d'une méthode hédonique. La plupart des INS ont suivi cette recommandation, même s'ils ont opté pour des méthodes diverses. Pourtant, certains INS utilisent les médianes stratifiées au lieu des méthodes hédoniques. Nous évaluons les propriétés théoriques et empiriques de ces différentes méthodes. Une attention particulière est portée à la comparabilité des IPL d'un pays à l'autre alors qu'ils sont calculés avec des méthodes différentes. Nos comparaisons empiriques s'appuient sur des bases de données détaillées au niveau micro pour Sydney et Tokyo, couvrant environ 867 000 transactions immobilières. Toutes les méthodes hédoniques produisent des résultats plus satisfaisants que les médianes stratifiées. Les méthodes hédoniques génèrent des résultats plutôt similaires, sauf lorsqu'elles sont appliquées aux logements neufs de Tokyo. Cette conclusion montre que le choix de la méthode hédonique peut être important pour les petits pays qui disposent de base de données de plus petite taille. De plus, la méthode hédonique de réévaluation des prix (*repricing*), largement utilisée, perd sa fiabilité lorsque les prix virtuels de référence ne sont pas actualisés fréquemment.

Abstract – Since 2012, Eurostat requires the national statistical institutes (NSIs) in all European Union (EU) countries to compute official House Price Indices (HPIs) at a quarterly frequency. Eurostat recommends computing the HPI using a hedonic method. Most NSIs have followed this advice, although they differ in their choice of method. Some NSIs use stratified medians instead of hedonic methods. We evaluate the theoretical and empirical properties of both hedonic and stratified median methods. Of particular concern is the comparability of the HPIs across countries when computed using different methods. Our empirical comparisons use detailed micro-level data sets for Sydney and Tokyo, containing about 867,000 actual housing transactions. All the hedonic methods perform better than stratified medians. The hedonic methods generate quite similar results, except when applied to new dwellings in Tokyo. This finding shows that the choice of hedonic method can be important for smaller countries with less data. Also, the widely used hedonic repricing method becomes unreliable when the reference shadow prices are not updated frequently.

JEL Classification: C43, E31, R31

Mots-clés : marché de l'immobilier, indice de prix, réévaluation des prix, caractéristiques moyennes, imputation hédonique, indicatrice temporelle sur période glissante

Keywords: housing market, price index, repricing, average characteristics, hedonic imputation, rolling time dummy

* Département d'économie, Université de Graz, Autriche (robert.hill@uni-graz.at, michael.scholz@uni-graz.at, miriam.steurer@uni-graz.at)

** Université Nihon, Tokyo (shimizu.chihiro@nihon-u.ac.jp)

Une version préliminaire de cet article a été présentée lors de la 15e réunion du Groupe Ottawa qui s'est tenue du 10 au 12 mai 2017 à Eltville am Rhein, en Allemagne. Ce projet a bénéficié du soutien financier de l'agence autrichienne de promotion de la recherche (FFG), subvention #10991131. Robert Hill et Miriam Steurer ont fait partie de l'équipe d'experts, qui a conseillé Eurostat sur le traitement des Logements occupés par leurs propriétaires (LOP) dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). Cet article est un prolongement de ce projet. Les opinions exprimées ici sont celles des auteurs, et ne sont pas forcément représentatives de celles d'Eurostat.

Reçu le vendredi 9 juin 2017, accepté après révisions le 19 février 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

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.

Le rôle fondamental que joue l'immobilier dans l'économie au sens large a été mis en évidence lors de la crise financière mondiale de 2007-2011, qui a commencé sur le marché immobilier des États-Unis. Il est donc essentiel que les gouvernements, les banques centrales et les participants des marchés soient bien informés des tendances et fluctuations des prix de l'immobilier. En Europe, Eurostat – l'institut statistique de l'Union européenne (UE) – demande, depuis 2012 (voir Eurostat, 2017) aux instituts nationaux de statistique (INS) de chaque État-membre de l'UE de calculer des indices de prix des logements (IPL) officiels. Toutefois, les IPL peuvent être fortement sensibles à leur méthode de construction, et cette sensibilité peut être source de confusion chez les utilisateurs (voir Silver, 2015). Dans un contexte européen, il est également important que les IPL de pays différents puissent être raisonnablement comparés, en particulier au sein de la zone Euro : la Banque centrale européenne s'appuie sur différentes informations, notamment les IPL, pour prendre ses décisions de politique monétaire, ou relatives à la régulation des marchés financiers et au contrôle de la stabilité financière.

La difficulté à mesurer l'évolution des prix de l'immobilier résulte de ce que les logements différents, tant en termes de caractéristiques physiques que de localisation. Les IPL doivent tenir compte de ces différences de qualité. Sinon, l'indice de prix confondrait évolution des prix et différences de qualité. L'ampleur de ces problèmes de mesure a été récemment reconnu par la communauté internationale et la Commission européenne, Eurostat, l'ONU, l'OIT, l'OCDE, la Banque mondiale et le FMI ont élaboré conjointement un Manuel sur les indices des prix des propriétés résidentielles (IPPR), qui fut achevé en 2013 (Eurostat, 2013).

Les méthodes hédoniques – qui expriment le prix des logements en fonction d'un vecteur de caractéristiques – sont idéalement adaptées à la construction d'IPL, ajustés des effets qualité (voir Diewert, 2010 ; Hill, 2013). Eurostat recommande aux INS de calculer l'IPL à l'aide d'une approche hédonique, mais ne donne pas de recommandation précise sur la méthode hédonique à mettre en œuvre. Par conséquent, les pays ont adopté des méthodes diverses. Au total, sont utilisées six méthodes différentes :

(i) la réévaluation des prix, en Autriche, en Belgique, en Finlande, en Hongrie, en Italie, en Lettonie, au Luxembourg, au Norvège et en Slovaquie ;

(ii) les caractéristiques moyennes, en Roumanie et en Espagne ;

(iii) l'imputation hédonique, en Allemagne et au Royaume-Uni ;

(iv) les indicatrices temporelles sur période glissante (RTD), en Croatie, à Chypre, en France, en Irlande et au Portugal ;

(v) la médiane stratifiée (ou ajustée de la composition), en Bulgarie, en Estonie, en Islande, en Lituanie, en Pologne, en République tchèque et en Slovaquie ;

(vi) le ratio prix de vente-évaluation (SPAR), au Danemark, aux Pays-Bas et en Suède.

Les sources des méthodes utilisées par chaque pays sont recensées dans le complément en ligne C1. Les quatre premières méthodes sont des méthodes hédoniques. La méthode (v), en faisant la moyenne des médianes par strate, fournit un ajustement partiel de la qualité, de moindre ampleur que la méthode hédonique. La méthode (vi) combine prix réels et évaluations d'experts (voir Haan *et al.*, 2008). Pour chaque méthode, la taxonomie peut être affinée, en ce qu'une même méthode de base utilisée dans deux pays peut légèrement différer par la manière dont elle est formulée. Par exemple, concernant la méthode RTD, certains pays utilisent une fenêtre temporelle glissante de deux trimestres, tandis que d'autres utilisent une fenêtre de quatre ou cinq trimestres, alors qu'avec la méthode de réévaluation des prix, les pays n'actualisent pas tous à la même fréquence les prix virtuels des caractéristiques de référence.

Notre objectif est ici d'évaluer les propriétés théoriques et empiriques des méthodes (i), (ii), (iii), (iv) et (v) utilisées par les INS en Union européenne pour calculer leurs IPL. Nous ne tenons pas compte de la méthode (vi) – SPAR – puisque, dans nos bases de données, nous n'avons accès à aucune évaluation de spécialistes. Nous portons une attention particulière à la comparabilité des IPL d'un pays à l'autre lorsque ceux-ci sont calculés avec des méthodes différentes. Nous montrons que les structures sous-jacentes des méthodes de réévaluation des prix, des caractéristiques moyennes et d'imputation hédonique présentent des caractéristiques communes. L'approche de la méthode RTD diffère quelque peu.

Sur le plan empirique, nous comparons les méthodes hédoniques et celle des médianes stratifiées à l'aide de données détaillées au

niveau micro pour Sydney et Tokyo. Ces bases de données ont été sélectionnées car elles regroupent environ 867 000 transactions immobilières effectives, et couvrent un intervalle de temps assez long. Les données de Sydney couvrent 11 ans, et celles de Tokyo 30 ans. Dans les comparaisons de méthodes hédoniques, il est en effet important de disposer de séries temporelles suffisamment longues, car les problèmes de dérive ou de biais ne peuvent se manifester que sur des horizons temporels de cette longueur. Pour une bonne compréhension de la performance empirique des méthodes hédoniques, il est essentiel de les comparer sur des bases de données immobilières réelles plutôt que sur de simples données simulées. De même, l'évaluation de méthodes utilisées en UE avec des données qui ne concernent pas l'UE permet d'apporter un contrôle indépendant du choix de méthode.

L'objectif principal de ces comparaisons empiriques est double. Premièrement, il s'agit d'établir le degré de sensibilité des IPL au choix de la méthode hédonique. Ensuite, il convient de déterminer les éventuelles méthodes hédoniques (calculées trimestriellement) qui se comportent anormalement, en particulier sur des horizons temporels de long terme (par exemple, dix ans et plus). Cela est potentiellement problématique, en particulier pour la méthode de réévaluation des prix, largement utilisée, qui extrapole les résultats à des périodes ultérieures à partir de prix virtuels des caractéristiques estimés pour la période de référence.

La méthode de réévaluation des prix, lorsqu'elle est actualisée au moins tous les cinq ans, produit d'assez bons résultats avec nos bases de données. La plus grande surprise vient de ce que les versions Paasche et Laspeyres de la méthode hédonique à double imputation affichent une dérive considérable sur la base de données relative aux appartements de Sydney. Une dérive est également constatée pour le jeu de données relatif aux appartements de Tokyo. Heureusement, aucun INS d'Europe n'utilise l'une ou l'autre de ces méthodes. La version de Törnqvist de la méthode hédonique de double imputation, utilisée en Allemagne, ne connaît pas de dérive.

Eurostat recommande que chaque INS calcule des indices hédoniques distincts pour les maisons et pour les appartements. Nous avons pu le faire pour Sydney, mais pas pour Tokyo, puisque presque toutes les transactions tokyoïtes concernent des appartements.

Par ailleurs, des indices spécifiques aux logements neufs sont nécessaires pour l'indice de prix des logements occupés par leurs propriétaires (IPLP), utilisé expérimentalement dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) (voir Eurostat, 2017). Comme la caractéristique relative à l'âge des logements est incluse dans la base de données de Tokyo mais pas dans celle de Sydney, nous avons pu calculer un IPL pour les habitations neuves de Tokyo, mais pas pour Sydney. À cet égard, nos conclusions pour Tokyo ont des implications importantes pour les IPL, les IPLP et l'IPCH en Europe.

Le reste de l'article est organisé selon la structure suivante. La section suivante explicite les propriétés théoriques des méthodes hédoniques utilisées par les INS en Europe pour calculer leurs IPL. Les méthodes hédoniques sont ensuite comparées empiriquement à l'aide des données relatives à Sydney et Tokyo. Nos principaux résultats sont enfin résumés en conclusion.

Quelques méthodes alternatives pour construire des indices de prix des logements hédoniques (IPL)

Toutes les méthodes examinées ici sont formulées pour être compatibles avec les recommandations d'Eurostat. Dans d'autres contextes, ces méthodes pourraient être structurées légèrement différemment.

Méthode de réévaluation des prix

La méthode de réévaluation des prix est actuellement la méthode hédonique la plus largement utilisée dans l'Union européenne pour calculer l'IPL. Elle est utilisée par les INS d'Autriche, de Belgique, de Finlande, de Hongrie, d'Italie, de Lettonie, du Luxembourg, de Norvège et de Slovaquie.

Cette méthode commence par une estimation d'un modèle hédonique semi-log à partir uniquement des données de l'année 1. Ce modèle hédonique peut être exprimé comme suit :

$$\ln p_{(1,q),h} = \sum_{c=1}^C \beta_{1,c} z_{(1,q),h,c} + \varepsilon_{(1,q),h} \quad (1)$$

$z_{(1,q),h,c}$ est le niveau de la caractéristique c de l'habitation h vendue l'année 1, au trimestre q . Les caractéristiques incluent généralement le

type de bien (par ex. maison ou appartement), le nombre de chambres et la surface du terrain. $\beta_{1,c}$ désigne le prix virtuel de la caractéristique c à l'année 1, et ε est un terme d'erreur aléatoire.

L'objectif en (1) est d'estimer les prix virtuels $\beta_{1,c}$ des caractéristiques. Ils sont calculés à l'aide des données de l'année entière.

Comme elle est en général appliquée à l'IPL, la méthode de réévaluation des prix compare un trimestre $(t, q - 1)$ au trimestre suivant (t, q) à l'aide du vecteur de prix virtuel de l'année de référence.

La formule permettant de calculer l'indice de prix par la méthode de réévaluation comprend deux composantes : un indice de prix non ajusté de la qualité (*Quality unadjusted price index* QUPI) et un facteur d'ajustement de la qualité (*Quality adjustment factor* QAF). Le QUPI est le ratio des moyennes géométriques des prix sur les deux périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) , et est calculé comme suit :

$$QUPI_{(t,q),(t,q-1)} = \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(t,q-1)}} \quad (2)$$

$\tilde{P}_{(t,q-1)}$ et $\tilde{P}_{(t,q)}$ désignent, respectivement, la moyenne géométrique des prix des habitations vendues au trimestre $(t, q - 1)$ et au trimestre (t, q) .

$$\begin{aligned} \tilde{P}_{(t,q-1)} &= \prod_h^{H_{(t,q-1)}} (p_{(t,q-1),h})^{1/H_{(t,q-1)}}, \\ \tilde{P}_{(t,q)} &= \prod_h^{H_{(t,q)}} (p_{(t,q),h})^{1/H_{(t,q)}} \end{aligned} \quad (3)$$

$H_{(t,q-1)}$ et $H_{(t,q)}$ désignent le nombre de biens immobiliers vendus respectivement au $(t, q - 1)$ et au (t, q) . Des moyennes arithmétiques auraient pu être calculées. Cependant, les moyennes géométriques ont l'intérêt d'être davantage compatibles avec un modèle de régression semi-log.

La prochaine étape consiste à calculer un facteur d'ajustement de la qualité (QAF). Cela est effectué en utilisant les prix virtuels de l'année 1 comme point de référence pour comparer la qualité de l'habitation moyenne vendue pendant les périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) . La formule de calcul du facteur d'ajustement de la qualité est la suivante :

$$QAF_{(t,q-1),(t,q)} = \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)} \quad (4)$$

où

$$\bar{z}_{(t,q-1),c} = \frac{1}{H_{(t,q-1)}} \sum_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} z_{(t,q-1),h,c},$$

$$\bar{z}_{(t,q),c} = \frac{1}{H_{(t,q)}} \sum_{h=1}^{H_{(t,q)}} z_{(t,q),h,c},$$

désignent le panier moyen de caractéristique c aux périodes $(t, q - 1)$ et (t, q) , respectivement, calculé à l'aide de la formule de la moyenne arithmétique. Dans le cas de variables muettes, comme les codes postaux, la moyenne mesure la proportion des transactions pour un code postal donné. Par exemple, si 1 pour cent des transactions ont lieu au sein du code postal 1, le panier moyen pour ce code postal 1 est égal à 0.01.

L'indice de prix selon la méthode de la réévaluation peut ensuite être obtenu en divisant l'indice de prix non ajusté de la qualité (QUPI) de (2) par le facteur d'ajustement de la qualité (QAF) de (4), comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \frac{QUPI_{(t,q),(t,q-1)}}{QAF_{(t,q-1),(t,q)}} = \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(t,q-1)}} \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)} \\ &= \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(t,q-1)}} \frac{Q_{1,(t,q)}^L}{Q_{1,(t,q-1)}^L}, \end{aligned} \quad (5)$$

où $Q_{1,(t,q)}^L$ désigne un indice de quantité de Laspeyres entre l'année 1 et le trimestre (t, q) . On constate que le QAF peut être reformulé comme un rapport d'indices de Laspeyres, comme suit :

$$\begin{aligned} QAF_{(t,q-1),(t,q)} &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)} \\ &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q-1),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(1,1),c}\right)} \frac{Q_{1,(t,q)}^L}{Q_{1,(t,q-1)}^L}. \end{aligned}$$

Plus généralement, concernant le premier trimestre de la base de données (1,1), l'indice de prix pour la période (t, q) est calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(1,1)}} &= \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(1,1)}} \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(t,q),c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{1,c} \bar{z}_{(1,1),c}\right)} \\ &= \frac{\tilde{P}_{(t,q)}}{\tilde{P}_{(1,1)}} \frac{Q_{1,(t,q)}^L}{Q_{1,(1,1)}^L}, \end{aligned} \quad (6)$$

où $\tilde{P}$ désigne de nouveau un prix moyen géométrique, tel que défini en (3). Une

caractéristique intéressante de la méthode de réévaluation des prix est qu'elle ne nécessite qu'une seule estimation du modèle hédonique (pour l'année de référence). Il s'agit là peut-être d'une raison de la popularité de cette méthode auprès des INS.

L'année de référence dans la méthode de réévaluation des prix devrait être régulièrement actualisée. Par exemple, l'Italie et le Luxembourg l'actualisent chaque année. Toutefois, les INS qui utilisent cette méthode ne le font pas tous aussi fréquemment. C'est là le problème clé de cette méthode. Il peut être tentant de ne pas actualiser l'année de référence. Lors des comparaisons empiriques qui suivent, qui s'appuient sur les données de Sydney et de Tokyo, nous examinons deux versions de la méthode de réévaluation des prix. Dans la première, l'année de référence n'est pas jamais actualisée, tandis qu'elle l'est tous les cinq ans dans la seconde. Nos résultats empiriques démontrent que l'absence d'actualisation de l'année de référence peut induire une dérive dans l'indice.

Méthode des caractéristiques moyennes

La méthode des caractéristiques moyennes et celle de l'imputation hédonique commencent toutes les deux par une estimation du modèle hédonique semi-log suivant, séparément pour chaque période. Par exemple, pour les périodes $(t, q-1)$ et (t, q) , le modèle de régression prend les formes suivantes :

$$\ln p_{(t,q-1),h} = \sum_{c=1}^C \beta_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q-1),h,c} + \varepsilon_{(t,q-1),h} \quad (7)$$

$$\ln p_{(t,q),h} = \sum_{c=1}^C \beta_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),h,c} + \varepsilon_{(t,q),h} \quad (8)$$

où h indexe les transactions immobilières de la période (t, q) , $p_{(t,q),h}$ le prix de la transaction et $\bar{z}_{(t,q),h,c}$ le niveau de la caractéristique c dans l'habitation h . À la différence de la méthode de réévaluation des prix, les estimations des prix virtuels des caractéristiques, $\beta_{(t,q),c}$ sont spécifiques à la période (t, q) et sont actualisées à chaque période.

L'étape suivante consiste à élaborer un panier moyen de caractéristiques. La méthode hédonique évalue ensuite l'évolution dans le temps du prix imputé de l'habitation moyenne. La version utilisée par les INS en Europe calcule un panier moyen $\bar{z}_{t,c}$ à partir des données d'une année entière, à l'aide de la formule

de la moyenne arithmétique. Par conséquent, l'indice de prix entre deux trimestres adjacents de la même année est désormais calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)} \\ &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t-1,c} \bar{z}_{t-1,c}\right)} \bigg/ \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{t-1,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t-1,c} \bar{z}_{t-1,c}\right)} \\ &= \frac{P_{t-1,(t,q)}^L}{P_{t-1,(t,q-1)}^L}, \end{aligned} \quad (9)$$

où $P_{t-1,(t,q)}^L$ désigne un indice de prix de Laspeyres entre les périodes $t-1$ et (t, q) . D'après la première ligne de (9), nous constatons que l'indice de prix global peut être exprimé en tant qu'indice de Lowe (c'est-à-dire un indice de panier fixe, dans lequel la période du panier n'est pas la même que celle des deux périodes comparées). La seconde ligne de (9) montre que le prix global peut également être exprimé en tant que ratio de deux indices de prix de Laspeyres.

Une fois par an, le panier moyen de caractéristiques est actualisé. Cela peut être fait à la fin de l'année, une fois toutes les données de l'année disponibles. L'indice de prix entre le quatrième trimestre d'une année et le premier trimestre de l'année suivante est donc calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(t,4)}} &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t+1,1),c} \bar{z}_{t,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,4),c} \bar{z}_{t,c}\right)} \\ &= \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t+1,1),c} \bar{z}_{t,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t,c} \bar{z}_{t,c}\right)} \bigg/ \frac{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,4),c} \bar{z}_{t,c}\right)}{\exp\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{t,c} \bar{z}_{t,c}\right)} \\ &= \frac{P_{t,(t+1,1)}^L}{P_{t,(t,4)}^L}, \end{aligned} \quad (10)$$

De nouveau, l'indice de prix global peut également être exprimé comme le ratio de deux indices de prix de Laspeyres.

Concernant le premier trimestre de la base de données (1,1), l'indice de prix pour la période $(t+1, 1)$ est calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(1,1)}} &= \frac{P_{0,(1,2)}^L}{P_{0,(1,1)}^L} \times \frac{P_{0,(1,3)}^L}{P_{0,(1,2)}^L} \times \frac{P_{0,(1,4)}^L}{P_{0,(1,3)}^L} \times \frac{P_{1,(2,1)}^L}{P_{1,(1,4)}^L} \dots \\ &\quad \times \frac{P_{t-1,(t,4)}^L}{P_{t-1,(t,3)}^L} \times \frac{P_{t,(t+1,1)}^L}{P_{t,(t,4)}^L}. \end{aligned}$$

Il s'avère aussi que la méthode de réévaluation des prix peut être représentée comme une méthode des caractéristiques moyennes à base fixe. Supposons, comme cela est le cas dans les méthodes des caractéristiques moyennes et de l'imputation hédonique, que le modèle hédonique est estimé pour un seul trimestre. Les erreurs imputées à partir du modèle hédonique semi-log pour le trimestre s peuvent ainsi être exprimées comme suit :

$$\hat{\varepsilon}_{sh} = \ln p_{sh} - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{s,c} z_{shc}.$$

Par construction avec les MCO, $\sum_{h=1}^{H_1} \hat{\varepsilon}_{sh} = 0$. D'où :

$$\sum_{h=1}^{H_1} \left[\ln p_{sh} - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{s,c} z_{shc} \right] = 0$$

qui implique à son tour que le prix moyen géométrique prenne la forme suivante :

$$\tilde{p}_s = \exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{s,c} \bar{z}_{sc} \right).$$

En remplaçant cette expression dans la formule de réévaluation des prix (les prix virtuels n'étant estimés qu'avec le premier trimestre, et pas avec la première année), on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(1,1)}} &= \frac{\tilde{p}_{(t,q)}}{\tilde{p}_{(t,q-1)}} \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \\ &= \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \\ &= \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)} \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(1,1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} \\ &= \frac{P_{(1,1),(t,q)}^P}{P_{(1,1),(t,q-1)}^P}, \end{aligned} \quad (11)$$

où $P_{(1,1),(t,q)}^P$ désigne un indice de prix de Paasche entre les périodes (1,1) et (t,q). La méthode de réévaluation des prix peut ainsi également être interprétée comme une méthode des caractéristiques moyennes utilisant la formule de l'indice de prix de Paasche.

À notre connaissance, ce résultat est inédit dans la littérature. Il est aussi quelque peu paradoxal que cette version de la méthode de réévaluation des prix puisse être écrite comme un ratio d'indices de prix de Paasche, alors que ces indices de prix requièrent des prix virtuels estimés des caractéristiques des périodes (t,q-1) et (t,q). En revanche, nous pouvons constater d'après la première ligne de (11) qu'en pratique, seuls les prix virtuels

des caractéristiques de la période (1,1) sont nécessaires.

Méthode d'imputation hédonique

Une fois le modèle hédonique estimé, il est possible de se poser des questions contrefactuelles, par exemple sur le prix d'un logement donné si sa vente avait lieu à la période t au lieu de la période effective $t+1$. Se fondant sur cette approche, la méthode d'imputation hédonique construit des prix relatifs mesurant l'évolution des prix entre la période t et $t+1$ de tout logement vendu à la période t et de même pour tout logement vendu à la période $t+1$. Une moyenne de ces prix relatifs est ensuite prise sur l'ensemble des habitations pour obtenir l'indice de prix global. Nous présenterons ici deux variantes légèrement différentes de la méthode d'imputation hédonique. La première est utilisée par l'INS du Royaume-Uni et la seconde par l'INS d'Allemagne. Les deux versions utilisent la même estimation de modèle hédonique que la méthode des caractéristiques moyennes (8) pour imputer des prix à chaque habitation. Par exemple, $\hat{p}_{(t,q),h}(z_{t-1,h})$ désigne un prix imputé à la période (t,q) pour l'habitation h , en réalité vendue un an auparavant à la période (t-1,q). La version anglaise est un indice de Lowe chaîné, dans lequel le panier de référence est composé de toutes les habitations vendues l'année précédente. Pour comparer deux trimestres de la même année (ici, t), la formule est la suivante :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \prod_{h=1}^{H_{t-1}} \left[\frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{t-1,h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{t-1,h})} \right]^{1/H_{t-1}}, \quad (12)$$

H_{t-1} désigne le nombre de biens immobiliers vendus dans l'année $t-1$. Lorsque le 4^e trimestre est comparé au 1^{er} trimestre de l'année suivante, le panier de référence est actualisé comme suit :

$$\frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(t,4)}} = \prod_{h=1}^{H_t} \left[\frac{\hat{p}_{(t+1,1),h}(z_{t,h})}{\hat{p}_{(t,4),h}(z_{t,h})} \right]^{1/H_t}. \quad (13)$$

Lorsque le modèle hédonique sous-jacent a une forme fonctionnelle semi-log, la méthode britannique est en fait identique à la méthode des caractéristiques moyennes présentée plus haut. Cette dualité entre méthode des caractéristiques moyennes et méthode d'imputation hédonique est étudiée plus en détail dans Hill et Melser (2008). Dans le cas de la méthode

britannique, la dualité peut être démontrée comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \left[\frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{t-1,h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{t-1,h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \\ &= \prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \left[\frac{\sum_{c=1}^C \exp(\hat{\beta}_{(t,q),c} z_{t-1,h})}{\sum_{c=1}^C \exp(\hat{\beta}_{(t,q-1),c} z_{t-1,h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \\ &= \frac{1}{H_{(t,q-1)}} \sum_{c=1}^C \sum_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \exp(\hat{\beta}_{(t,q),c} z_{t-1,h}) \\ &= \frac{1}{H_{(t,q-1)}} \sum_{c=1}^C \sum_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \exp(\hat{\beta}_{(t,q-1),c} z_{t-1,h}) \\ &= \frac{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{t-1,c}}{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{t-1,c}} = \frac{P_{t-1,(t,q)}^L}{P_{t-1,(t,q-1)}^L}. \end{aligned} \quad (14)$$

Par analogie, il peut être démontré que :

$$\begin{aligned} \frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(t,4)}} &= \prod_{h=1}^{H_t} \left[\frac{\hat{p}_{(t+1,1),h}(z_{t,h})}{\hat{p}_{(t,4),h}(z_{t,h})} \right]^{1/H_t} \\ &= \frac{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t+1,1),c} \bar{z}_{t,c}}{\exp \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,4),c} \bar{z}_{t,c}} = \frac{P_{t,(t+1,1)}^L}{P_{t,(t,4)}^L}. \end{aligned} \quad (15)$$

En revanche, la version allemande utilise une formule de type Törnqvist (c'est-à-dire la moyenne géométrique des formules géométriques de type Laspeyres et de type Paasche), définie comme suit¹ :

Laspeyres géométrique (GL) :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \quad (16)$$

Paasche géométrique (GP) :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}} \quad (17)$$

Törnqvist :

$$\frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} = \left\{ \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \right\}^{1/2} \left\{ \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}} \right\}^{1/2} \quad (18)$$

Ici, il n'y a aucune différence entre comparer deux trimestres de la même année et comparer le dernier trimestre d'une année et le premier de l'année suivante.

Lorsque le modèle hédonique sous-jacent est de type semi-log, les indices d'imputation hédonique Laspeyres géométrique (GL), Paasche géométrique (GP) et Törnqvist peuvent être représentés comme des méthodes de caractéristiques moyennes, à savoir :

$$\begin{aligned} \text{GL} : \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \\ = \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q-1),c} \right)} = P_{(t,q-1),(t,q)}^L \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \text{GP} : \frac{P_{(t,q)}}{P_{(t,q-1)}} &= \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}} \\ &= \frac{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)}{\exp \left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} \bar{z}_{(t,q),c} \right)} = P_{(t,q-1),(t,q)}^P \end{aligned} \quad (20)$$

Törnqvist :

$$\begin{aligned} &\left\{ \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q-1)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q-1),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q-1),h})} \right]^{1/H_{(t,q-1)}} \right\}^{1/2} \\ &\left\{ \left[\prod_{h=1}^{H_{(t,q)}} \frac{\hat{p}_{(t,q),h}(z_{(t,q),h})}{\hat{p}_{(t,q-1),h}(z_{(t,q),h})} \right]^{1/H_{(t,q)}} \right\}^{1/2} \\ &= \left\{ \frac{\exp \left[\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q),c} (\bar{z}_{(t,q-1),c} - \bar{z}_{(t,q),c}) \right]}{\exp \left[\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{(t,q-1),c} (\bar{z}_{(t,q-1),c} - \bar{z}_{(t,q),c}) \right]} \right\}^{1/2} \\ &= \left(P_{(t,q-1),(t,q)}^L \times P_{(t,q-1),(t,q)}^P \right)^{1/2} = P_{(t,q-1),(t,q)}^F \end{aligned} \quad (21)$$

où $P_{(t,q-1),(t,q)}^F$ désigne une comparaison d'indices de prix de Fisher entre les périodes $(t, q-1)$ et (t, q) .

Concernant le premier trimestre de la base de données (1,1), l'indice de prix pour la période $(t+1,1)$ est calculé comme suit :

$$\frac{P_{(t+1,1)}}{P_{(1,1)}} = P_{(1,1),(1,2)}^F \times P_{(1,2),(1,3)}^F \times \dots \times P_{(t+1,1),(t,4)}^F.$$

En pratique, cela signifie que la méthode britannique est pour l'essentiel équivalente à la méthode des caractéristiques moyennes utilisée en Roumanie et en Espagne. Même si la méthode allemande peut aussi être représentée

1. Silver (2016, pp. 54-57) désigne les indices de Törnqvist de (18) et (21) comme indices hybrides de type Fisher.

comme une méthode des caractéristiques moyennes, l'Allemagne est le seul pays de l'UE à utiliser une formule de Törnqvist pour construire son IPL.

Méthode des indicatrices temporelles sur période glissante

Plusieurs INS d'Europe utilisent la méthode des indicatrices temporelles sur période glissante (*Rolling Time Dummy*, RTD), telle que proposée par Shimizu *et al.* (2010) (voir aussi O'Hanlon, 2011). La RTD est une variante de la méthode hédonique des variables indicatrices temporelles, largement utilisée. La relation entre variable indicatrice temporelle et méthodes d'imputation hédonique a été examinée par Diewert *et al.* (2009) et par Haan (2010). Pour étudier la méthode RTD, nous utilisons une notation légèrement différente de celle que nous avons utilisée jusqu'à présent dans cet article. Nous faisons simplement référence aux périodes désignées par s et t , sans distinguer l'année ni le trimestre dans lesquels elles se trouvent. La méthode RTD commence par estimer le modèle hédonique suivant, sur une fenêtre temporelle de $k + 1$ périodes commençant à la période s :

$$\ln p_{uh} = \sum_{c=1}^C \beta_{(s,s+k),c} z_{uhc} + \sum_{c=1}^C \delta_i D_{ih} + \varepsilon_{uh} \quad (22)$$

où h indexe maintenant les transactions immobilières aux périodes $s, \dots, s + k$, et D_{ih} est une variable muette égale à 1 lorsque $u = i$ pour la période à laquelle l'habitation est vendue, et à zéro dans les autres cas. On suppose maintenant que les prix virtuels des caractéristiques pour chaque période de la fenêtre temporelle sont égaux (i.e., $\beta_{s,c} = \beta_{s+1,c} = \dots = \beta_{s+k,c} = \beta_{(s,s+k),c}$). La méthode RTD avance ensuite la fenêtre d'une période, et re-estime le modèle.

La méthode RTD déduit l'indice de prix en comparant la période $t + k - 1$ à la période $t + k$, comme suit :

$$\frac{P_{t+k}}{P_{t+k-1}} = \frac{\exp(\hat{\delta}_{t+k}^t)}{\exp(\hat{\delta}_{t+k-1}^t)} \quad (23)$$

Un exposant t est inclus aux coefficients δ estimés pour indiquer qu'ils ont été obtenus à partir du modèle hédonique avec la période t comme référence. Le modèle hédonique avec la période t comme référence n'est utilisé que pour calculer l'évolution des prix des habitations entre la période $t + k - 1$ et la période $t + k$. La fenêtre est ensuite avancée

d'une période et le modèle hédonique est à nouveau estimé. L'évolution du prix des habitations entre la période $t + k$ et la période $t + k + 1$ est alors calculée comme suit :

$$\frac{P_{t+k+1}}{P_{t+k}} = \frac{\exp(\hat{\delta}_{t+k+1}^{t+1})}{\exp(\hat{\delta}_{t+k}^{t+1})} \quad (24)$$

où la période de référence du modèle hédonique est désormais $t + 1$. L'indice de prix sur plusieurs périodes est calculé en enchaînant ces comparaisons bilatérales, comme suit :

$$\frac{P_{t+k+1}}{P_t} = \frac{\exp(\hat{\delta}_{t+1}^{t-k}) \exp(\hat{\delta}_{t+2}^{t-k+1}) \dots \exp(\hat{\delta}_{t+k+1}^{t+1})}{\exp(\hat{\delta}_t^{t-k}) \exp(\hat{\delta}_{t+1}^{t-k+1}) \dots \exp(\hat{\delta}_{t+k}^{t+1})} \quad (25)$$

Un compromis doit être trouvé lors du choix de la longueur de la fenêtre. Une fenêtre plus longue augmente la taille de l'échantillon et la robustesse de l'indice de prix. D'un autre côté, une fenêtre plus longue tend à lisser le signal de prix, ce qui fournit un indicateur moins à jour et moins pertinent pour le marché. La longueur de fenêtre optimale varie en fonction de la base de données. Lorsqu'on dispose de peu de données, les méthodes RTD4T et RTD5T (c'est-à-dire avec des fenêtres de 4 ou 5 trimestres) sont à privilégier à la RTD2T (avec une fenêtre de 2 trimestres). En Europe, les INS qui utilisent la méthode RTD ont sélectionné les longueurs de fenêtre suivantes : 2 en France, 4 à Chypre, 5 en Irlande, 2 au Portugal, 4 en Croatie.

Une importante caractéristique de la méthode RTD est qu'une fois une évolution de prix P_{t+k}/P_{t+k-1} calculée, elle n'est jamais révisée. Ainsi, lorsque les données de la période suivante $t + k + 1$ deviennent disponibles, les indices de prix $P_t, P_{t+1}, \dots, P_{t+k}$ sont déjà définis. L'unique objectif, lors de l'estimation du modèle hédonique qui inclut les données de la période $t + k + 1$, est de calculer P_{t+k+1} , quel que soit le nombre de périodes incluses dans le modèle hédonique. Plus généralement, cette propriété de n'être jamais révisée est recommandée par Eurostat (2017) et est commune à tous les indices de prix hédoniques examinés ici. Soyons clairs : par « non-révisable », nous signifions que le simple ajout d'une nouvelle période de données ne modifie pas les résultats des précédentes périodes. Si de nouvelles données deviennent disponibles pour les périodes précédentes, c'est une autre question. Dans ce cas, il peut être souhaitable de réviser l'indice existant.

Stratification et médianes stratifiées

Le Manuel sur l'IPPR publié par Eurostat (2013) recommande que les données soient scindées en larges strates par région et type d'immeuble, puis que des méthodes hédoniques soient appliquées séparément à chaque strate. La moyenne des résultats sur les strates est ensuite calculée, en général à l'aide de la formule de la moyenne arithmétique. Une question se pose : la formule de la moyenne arithmétique doit-elle être pondérée par le nombre de transactions ou par le stock de logements de chaque strate ? Pondérer par le stock de logements dans chaque strate pourrait être préférable pour l'analyse macroéconomique, lorsque de telles pondérations sont disponibles. En leur absence, il est probablement préférable de pondérer par le nombre de transactions que de pratiquer une pondération égale.

Parfois, les données ou les ressources disponibles sont insuffisantes pour calculer des indices hédoniques. Dans ces situations, les médianes stratifiées sont souvent utilisées comme solution de rechange plus simple et toutefois moins fiable que les méthodes hédoniques. La première étape du calcul d'un indice médian stratifié (ou ajusté de la composition) consiste à répartir les données par strate. Comme avec les méthodes hédoniques, la première division consiste à séparer les maisons des appartements. Chaque strate peut ensuite être de nouveau divisée en fonction de la localisation, par exemple par province, circonscription, quartier ou code postal. Lorsque des informations sur les caractéristiques physiques du logement sont disponibles, des stratifications peuvent encore être menées, par exemple selon la superficie (surface inférieure ou supérieure à 80 mètres carrés) ou l'âge (par exemple, neuf ou ancien). Dans les applications empiriques, une fois les maisons séparées des appartements, nous nous concentrons sur la stratification de la localisation en fonction des codes postaux et des régions « Residex » pour Sydney, et des circonscriptions pour Tokyo.

Une fois les strates construites, le prix médian de chaque strate est calculé. La moyenne des médianes est ensuite calculée séparément pour les maisons et les appartements, en général à l'aide de la formule de la moyenne arithmétique. De nouveau, la question se pose : doit-on pondérer par le nombre de transactions ou par le stock de logements de chaque strate ?

Relativement à la complexité de calcul, la méthode de la médiane stratifiée se place entre une méthode de médiane simple et une méthode hédonique ajustée de la qualité². Le fait de calculer la moyenne des médianes par strate limite le bruit dans l'indice, qui résulte des changements de composition de l'habitation médiane dans le temps. Même si, en principe, un plus grand nombre de strates devrait être synonyme de meilleur ajustement de la qualité, cette approche devient vite problématique lorsque la classification s'affine et que certaines strates sont vides à certaines périodes (c'est-à-dire qu'aucune transaction n'est enregistrée pour une composition de caractéristiques donnée). Cela limite les possibilités d'ajustement de la qualité des méthodes de médiane stratifiée.

Évaluations des différentes méthodes pour Sydney (2003-2014)

La base de données de Sydney

Nous utilisons une base de données de l'« Australian Property Monitors », composée de prix et de caractéristiques de maisons et appartements vendus à Sydney (Australie) sur les années 2002-2014. Les résultats sont présentés pour les années 2003-2014. Pour certaines méthodes, les données de 2002 sont nécessaires pour calculer les paniers de référence utilisés en 2003.

La forme fonctionnelle de nos modèles hédoniques est semi-logarithmique. Les caractéristiques explicatives des maisons sont :

- le prix de vente réel ;
- la date de vente ;
- le type de bien (par ex. maison indépendante ou mitoyenne) ;
- le nombre de chambres ;
- le nombre de salles de bain ;
- la surface du terrain ;
- le code postal (il y a 202 codes postaux dans la base de données).

Pour les appartements, nous rassemblons le même ensemble de caractéristiques. Toutefois, nous abandonnons la caractéristique « surface du terrain » dans l'analyse hédonique car

2. Le prix médian par mètre carré pourrait être considéré comme une version hautement restrictive d'une méthode hédonique.

elle concerne l'intégralité des strates, et nous n'avons aucune information sur le nombre d'appartements par immeuble. Pour la robustesse de l'analyse et afin de ne pas fausser les résultats, il a été nécessaire de supprimer certaines données aberrantes qui s'expliquent par une concentration des erreurs de saisie sur les valeurs extrêmes des données, liée par exemple à l'inclusion de zéros supplémentaires erronés. Les critères d'exclusion appliqués sont présentés dans le tableau 1. Les données complètes sur l'ensemble des caractéristiques hédoniques sont disponibles pour 380 414 transactions de maisons. Pour les appartements, le nombre correspondant est de 250 005.

Synthèse des méthodes à examiner

Les méthodes qui seront comparées (les dix premières sont hédoniques) sont les suivantes :

1. la méthode de réévaluation des prix (sans actualisation de l'année de référence) RP1 ;
2. celle de réévaluation des prix (avec actualisation de l'année de référence tous les cinq ans) RP2 ;
3. celle de réévaluation des prix (avec actualisation de l'année de référence tous les ans) RP3 ;
4. la méthode des caractéristiques moyennes AC ;
5. la méthode de double imputation géométrique de Laspeyres DIL ;
6. celle de double imputation géométrique de Paasche DIP ;
7. celle de double imputation de Törnqvist DIT ;
8. la méthode des indicatrices temporelles sur période glissante - RTD (2 trimestres) ;
9. la méthode RTD (4 trimestres) ;
10. la méthode RTD (5 trimestres) ;
11. la méthode de la médiane stratifiée.

Dans le cas de Sydney, les indices de prix seront calculés séparément pour les maisons et les appartements. Un IPL global pour Sydney

pourrait ensuite être calculé à l'aide de la méthode standard d'agrégation des strates, présentée brièvement ci-dessus et recommandée au chapitre 5 du Manuel sur l'IPPR (Eurostat, 2013). Pour Tokyo, les données disponibles concernent uniquement des appartements. L'âge des logements est disponible pour Tokyo mais pas pour Sydney. Pour Tokyo, nous calculons donc des indices de prix pour tous les appartements et pour les appartements neufs. Il est particulièrement important d'évaluer la performance des méthodes utilisées par les INS sur une base de données de logements neufs, alors qu'un indice de prix pour les logements neufs est un élément constitutif clé de l'indice expérimental de prix des logements occupés par leurs propriétaires (IPLOP) en Europe, qui est aussi étudié pour être inclus à l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH).

Indices de prix des maisons et appartements à Sydney

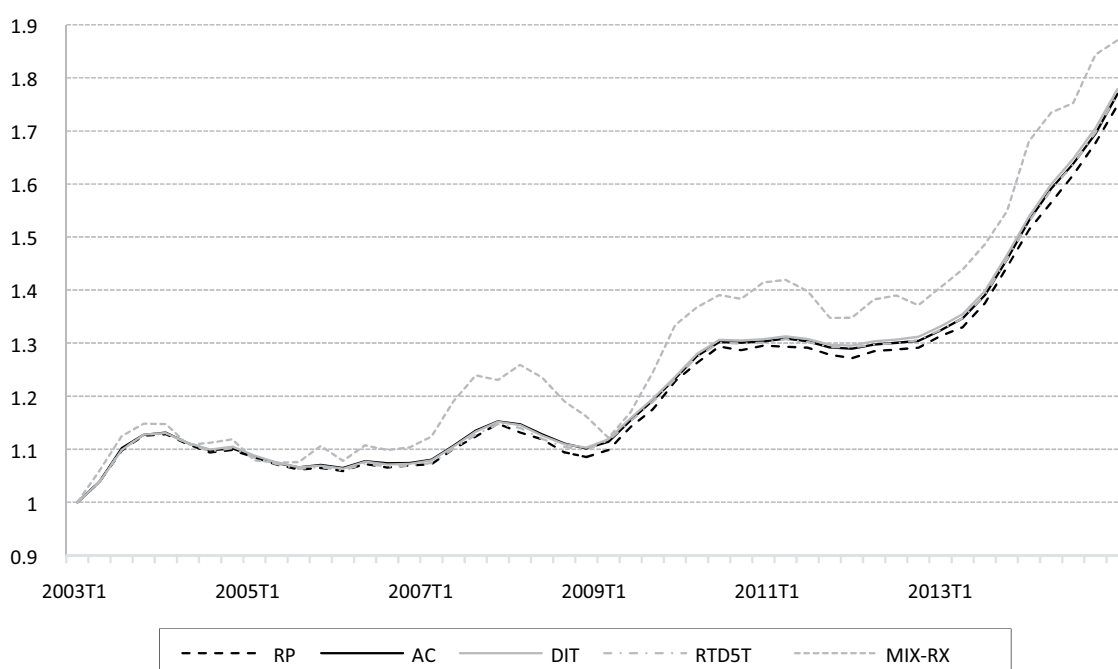
Les indices de prix des maisons pour Sydney calculés par les différentes méthodes discutées plus haut sont présentés dans le tableau C3-1 (complément en ligne C3). Cinq séries sont représentées dans la figure I. Comme le tableau C3-1 et la figure I le mettent clairement en évidence, l'IPL est plutôt robuste au choix de méthode. Sur l'intégralité de la période de l'échantillon, selon la méthode hédonique sélectionnée, les prix des maisons connaissent une augmentation de 73.7 à 78.1 %. Les trois méthodes de réévaluation des prix – la RP1 qui utilise des prix virtuels de 2003, la RP2 qui actualise les prix virtuels tous les cinq ans et la RP3 qui actualise les prix virtuels tous les ans – génèrent la plus faible augmentation de ces prix³. Les résultats de la méthode des médianes stratifiées, calculés de deux manières

3. Des exemples d'estimations des prix virtuels des caractéristiques obtenues avec les modèles hédoniques, sont fournis pour Sydney en 2003 et pour Tokyo en 2002 dans le complément en ligne C2. On peut constater que la majorité des prix virtuels diffèrent considérablement de zéro, à un seuil de signification de 5 %, et que les coefficients de détermination R^2 ajustés sont d'environ 0.85.

Tableau 1
Critères d'exclusion des données aberrantes

	Prix (en dollars)	Chambre (en nombre)	Salle de bain (en nombre)	Surface (en m ²)
Minimum autorisé	100 000	1	1	100
Maximum autorisé	4 000 000	6	6	10 000

Figure I
Estimation des indices de prix des maisons à Sydney (2003T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD5T = Indicatrice temporelle sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014.
Champ : maisons à Sydney, Australie.

Source : Australian Property Monitors ; calculs des auteurs.

différentes, sont également représentés dans le tableau C3-1. La MIX-PC stratifie les maisons par code postal (au nombre de 202). La MIX-RX stratifie par région « Residex » (au nombre de 16)⁴.

La stratification MIX-PC est donc beaucoup plus fine que son pendant, la MIX-RX. Il n'est donc pas surprenant que l'indice MIX-PC soit moins erratique et plus proche des indices hédoniques. L'indice MIX-PC augmente de 82 % tandis que l'indice MIX-RX augmente de 87 %. Le problème n'est pas seulement une augmentation plus rapide que les indices hédoniques, mais également une plus forte volatilité, comme l'illustre la figure I.

La volatilité est un aspect important pour un indice de prix. Un niveau de volatilité supérieur peut signifier un ajustement insuffisant de la qualité⁵. Deux mesures de la volatilité sont considérées : l'erreur quadratique moyenne (*Root mean squared error* RMSE) (26) et l'écart moyen absolu (*Mean absolute deviation* MAD) (27), dans le cas de comparaison d'une année à l'autre pour le même trimestre. Nous définissons ici ces mesures en termes d'écart aux ratios en log.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} \left[\ln \left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - \frac{1}{T-1} \ln \left(\frac{P_{(T,q)}}{P_{(1,q)}} \right) \right]^2} \quad (26)$$

$$MAD = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} \left| \ln \left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - \frac{1}{T-1} \ln \left(\frac{P_{(T,q)}}{P_{(1,q)}} \right) \right| \quad (27)$$

$$MIN = \min_{1, \dots, T-1} \left\{ 100 \left[\left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - 1 \right] \right\} \quad (28)$$

$$MAX = \max_{1, \dots, T-1} \left\{ 100 \left[\left(\frac{P_{(t+1,q)}}{P_{(t,q)}} \right) - 1 \right] \right\} \quad (29)$$

Les statistiques RSME, MAD, MAX et MIN pour les maisons de Sydney sont données dans le tableau 2. Ces statistiques sont calculées d'une

4. Les régions Residex (et leurs codes postaux correspondants entre parenthèses) sont les suivantes : Inner Sydney (2000 à 2020), Eastern Suburbs (2021 à 2036), Inner West (2037 à 2059), Lower North Shore (2060 à 2069), Upper North Shore (2070 à 2087), Mosman-Cremorne (2088 à 2091), Manly-Warringah (2092 à 2109), North Western (2110 à 2126), Western Suburbs (2127 à 2145), Parramatta Hills (2146 à 2159), Fairfield-Liverpool (2160 à 2189), Canterbury-Bankstown (2190 à 2200), St George (2201 à 2223), Cronulla-Sutherland (2224 à 2249), Campbelltown (2252 à 2270), Penrith-Windsor (2271 à 2277).

5. Toutefois, il convient de rester prudent à cet égard, car pour un marché volatil, un bon indice de prix devrait rendre compte de cette volatilité.

Tableau 2
Volatilité des indices de prix des maisons à Sydney

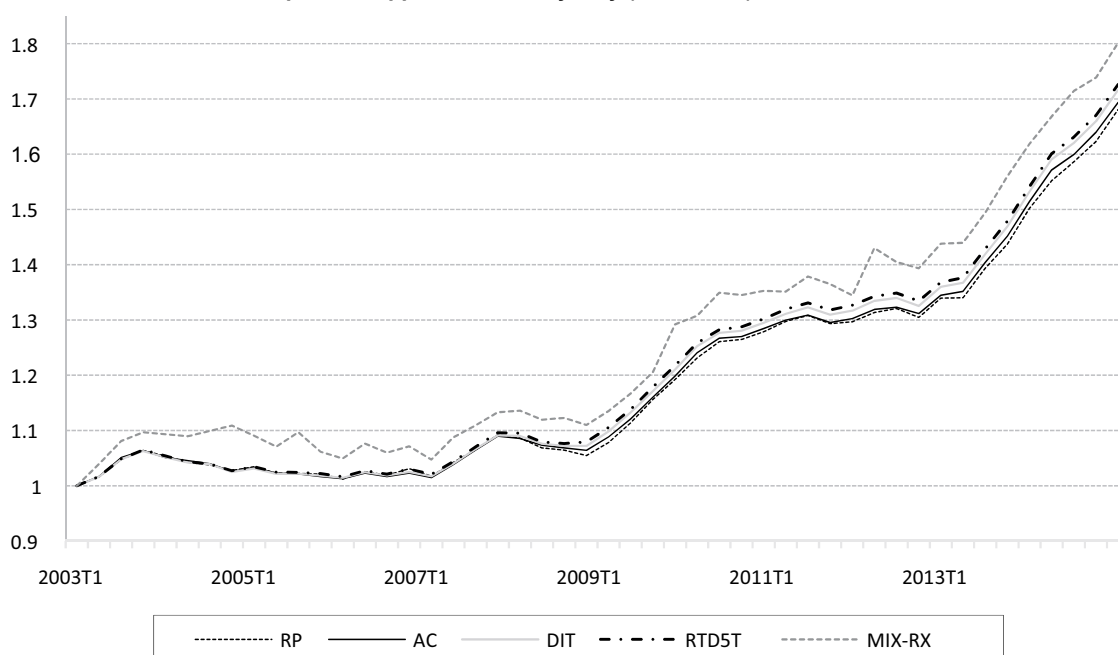
	RP1	RP2	RP3	AC	DIL	DIP	DIT	RTD2T	RTD4T	RTD5T	MIX-PC	MIX-RX
<i>Sur un an (T1)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.068	0.065	0.066	0.068	0.067	0.066	0.067	0.067	0.066	0.066	0.086	0.096
Écart moyen absolu (MAD)	0.057	0.055	0.056	0.058	0.057	0.057	0.057	0.057	0.056	0.056	0.072	0.079
MIN	- 3.90	3.90	- 3.93	- 3.96	- 3.69	- 3.79	- 3.74	- 3.76	- 3.95	- 4.03	- 6.31	- 10.95
MAX	17.69	17.93	17.93	18.14	18.13	18.01	18.07	18.06	18.00	17.99	20.14	21.97
<i>Sur un an (T2)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.057	0.056	0.056	0.056	0.056	0.055	0.056	0.056	0.056	0.056	0.068	0.069
Écart moyen absolu (MAD)	0.047	0.047	0.046	0.046	0.047	0.045	0.046	0.046	0.046	0.046	0.054	0.054
MIN	- 3.47	- 3.47	- 3.56	- 3.36	- 3.36	- 3.25	- 3.30	- 3.31	- 3.40	- 3.46	- 4.28	- 5.29
MAX	17.63	17.73	17.75	17.84	17.97	17.74	17.86	17.85	17.76	17.73	18.56	18.87
<i>Sur un an (T3)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.058	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.066	0.071
Écart moyen absolu (MAD)	0.052	0.051	0.051	0.051	0.051	0.052	0.051	0.051	0.051	0.051	0.059	0.062
MIN	- 2.93	- 2.93	- 3.10	- 2.95	- 2.95	- 3.07	- 3.01	- 2.99	- 3.04	- 3.04	- 3.79	- 3.95
MAX	16.20	16.46	16.33	16.25	16.38	16.28	16.33	16.37	16.41	16.40	14.53	19.07
<i>Sur un an (T4)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.069	0.067	0.066	0.067	0.067	0.066	0.066	0.066	0.067	0.067	0.071	0.077
Écart moyen absolu (MAD)	0.061	0.06	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.059	0.062	0.067
MIN	- 5.46	- 5.02	- 4.21	- 4.45	- 4.43	- 4.03	- 4.23	- 4.21	- 4.17	- 4.24	- 5.64	- 5.58
MAX	15.50	15.65	15.65	15.62	15.72	15.51	15.60	15.63	15.69	15.66	17.14	19.63
<i>Sur un trimestre</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.020	0.027	0.030
Écart moyen absolu (MAD)	0.018	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.021	0.025
MIN	- 2.22	- 1.74	- 1.74	- 1.75	- 1.76	- 1.74	- 1.74	- 1.76	- 1.81	- 1.79	- 4.82	- 3.64
MAX	5.69	5.69	5.76	6.08	5.78	5.86	5.82	5.79	5.75	5.73	7.53	8.54

Note : les statistiques RSME, MAD, MIN et MAX sont définies en (26), (27), (28) et (29). Les méthodes hédoniques sont les suivantes : RP1 = réévaluation des prix sans actualisation ; RP2 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans ; RP3 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les ans ; AC = caractéristiques moyennes ; DIL = double imputation de Laspeyres ; DIP = double imputation de Paasche ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD2T = Indicatrices temporelles sur période glissante de 2 trimestres ; RTD4T et RTD5T ont respectivement des fenêtres glissantes de 4 et 5 trimestres ; les méthodes des médianes stratifiées sont les suivantes : MIX-PC = ajustement de la composition en stratifiant par code postal ; MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014

Champ : maisons à Sydney, Australie.

Source : Australian Property Monitors ; calculs des auteurs.

Figure II
Estimation des indices de prix des appartements à Sydney (2003T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = Törnqvist double imputation ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014.

Champ : appartements à Sydney, Australie.

Source : *Australian Property Monitors* ; calculs des auteurs.

année à l'autre et d'un trimestre à l'autre. Dans le tableau 2, on constate que les indices médians stratifiés sont plus volatils que les indices hédoniques (en particulier dans les comparaisons d'un trimestre à l'autre). Cette plus forte volatilité pouvait être anticipée, puisque les médianes stratifiées ne sont pas complètement ajustées des évolutions de qualité de la médiane dans le temps. Pour la même raison, la volatilité de la médiane stratifiée MIX-PC est inférieure à celle de la MIX-RX : la stratification plus fine de la méthode MIX-PC permet de mieux ajuster l'indice de prix à la qualité.

Les résultats pour les appartements de Sydney, illustrés dans la figure II, sont également raisonnablement robustes au choix de méthode, lorsque la comparaison se limite aux méthodes hédoniques utilisées effectivement par les INS pour calculer l'IPL. La hausse cumulée des prix des appartements, mesurée par les méthodes hédoniques, est comprise entre 68.1 et 72.6 %. L'indice médian stratifié MIX-RX, en revanche, augmente de 80 %.

Les indices en double imputation de Paasche (DIP) et de Laspeyres (DIL) – illustrés dans le tableau C3-2 (voir complément en ligne

C3) mais exclus de la figure II – présentent des signes clairs de dérive. D'après le DIP, les prix n'augmentent que de 65.3 % tandis que d'après le DIL, ils augmentent de 78.1 %. Il est par conséquent heureux qu'aucun des INS n'utilise la DIP ou la DIL. L'INS allemand utilise la méthode de double imputation de Törnqvist (DIT), qui est la moyenne géométrique de la DIP et de la DIL. Les résultats montrent que les dérives de la DIP et de la DIL se compensent, et la DIT semble ainsi ne pas souffrir de problème de dérive.

Compte tenu de la dualité entre méthode des caractéristiques moyennes et méthodes d'imputation hédonique, nous devrions également examiner les conséquences de cette conclusion pour la méthode des caractéristiques moyennes. Cette méthode, qui utilise une formule de type Laspeyres est, elle aussi, potentiellement exposée au risque de dérive. Lorsque le logement moyen est actualisé chaque trimestre à partir des données du trimestre précédent, une dérive se manifeste. En revanche, comme la méthode des caractéristiques moyennes utilisée par les INS n'actualise le logement moyen qu'une fois par an et le

Tableau 3
Volatilité des indices du prix des appartements à Sydney

	RP1	RP2	RP3	AC	DIL	DIP	DIT	RTD2Q	RTD4Q	RTD5Q	MIX-PC	MIX-RX
<i>Sur un an (T1)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.055	0.053	0.053	0.054	0.054	0.053	0.054	0.054	0.053	0.053	0.054	0.059
Écart moyen absolu (MAD)	0.045	0.043	0.044	0.044	0.044	0.042	0.043	0.043	0.043	0.043	0.044	0.051
MIN	- 2.17	- 2.17	- 1.75	- 2.00	- 2.26	- 1.51	- 1.89	- 1.90	- 1.88	- 1.86	- 3.52	- 3.77
MAX	15.81	16.25	16.25	16.25	16.42	16.29	16.36	16.38	16.33	16.32	15.22	15.87
<i>Sur un an (T2)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.045	0.044	0.044	0.045	0.045	0.044	0.045	0.045	0.044	0.044	0.049	0.050
Écart moyen absolu (MAD)	0.034	0.035	0.034	0.035	0.036	0.034	0.035	0.035	0.035	0.035	0.039	0.038
MIN	- 1.90	- 1.90	- 1.78	- 2.20	- 2.24	- 1.75	- 1.99	- 2.01	- 1.85	- 1.80	- 3.24	- 1.74
MAX	13.82	14.16	14.16	13.92	14.18	14.17	14.17	14.18	14.18	14.15	14.40	15.63
<i>Sur un an (T3)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.047	0.048	0.047	0.048	0.049	0.047	0.048	0.048	0.048	0.048	0.051	0.048
Écart moyen absolu (MAD)	0.043	0.043	0.043	0.044	0.044	0.043	0.044	0.044	0.043	0.044	0.047	0.042
MIN	- 1.50	- 1.50	- 1.47	- 1.77	- 1.84	- 1.55	- 1.69	- 1.70	- 1.49	- 1.45	- 2.39	- 3.36
MAX	12.93	12.95	12.94	12.95	12.97	12.92	12.94	13.00	13.00	12.96	11.69	11.97
<i>Sur un an (T4)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.055	0.053	0.053	0.055	0.055	0.053	0.054	0.054	0.054	0.054	0.059	0.059
Écart moyen absolu (MAD)	0.049	0.048	0.047	0.049	0.049	0.047	0.048	0.048	0.048	0.048	0.053	0.050
MIN	- 3.44	- 3.40	- 3.02	- 3.56	- 4.10	- 3.05	- 3.58	- 3.48	- 3.49	- 3.52	- 3.92	- 4.27
MAX	13.05	12.82	12.75	12.62	12.65	13.52	12.89	12.83	12.90	12.82	14.11	16.39
<i>Sur un trimestre</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.017	0.016	0.016	0.016	0.017	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.021	0.023
Écart moyen absolu (MAD)	0.015	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.018	0.019
MIN	- 1.65	- 1.48	- 1.48	- 1.34	- 1.54	- 1.22	- 1.38	- 1.34	- 1.43	- 1.44	- 2.60	- 3.20
MAX	4.49	4.17	4.17	4.28	4.34	4.15	4.25	4.24	4.22	4.21	5.91	7.17

Note : les statistiques RSME, MAD, MIN et MAX sont définies en (26), (27), (28) et (29). Les méthodes hédoniques sont les suivantes : RP1 = réévaluation des prix sans actualisation ; RP2 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans ; RP3 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les ans ; AC = caractéristiques moyennes ; DIL = double imputation de Laspeyres ; DIP = double imputation de Paasche ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD2T = Indicatrices temporelles sur période glissante de 2 trimestres ; RTD4T et RTD5T ont respectivement des fenêtres glissantes de 4 et 5 trimestres ; les méthodes des médianes stratifiées sont les suivantes : MIX-PC = ajustement de la composition en stratifiant par code postal ; MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par région Residex. Période : 2002-2014.

Champ : appartements à Sydney, Australie.

Source : *Australian Property Monitors* ; calculs des auteurs.

calculé d'après les données de l'année entière, le risque de dérive semble être évité.

Les résultats des statistiques RSME, MAD, MAX et MIN pour les appartements de Sydney sont donnés dans le tableau 3. De nouveau, les indices médians stratifiés sont plus volatils que les indices hédoniques. Dans l'ensemble, les résultats des tableaux C3-1 et C3-2 sont de nature à rassurer Eurostat. Ils indiquent que les IPL de différents pays sont largement comparables, même lorsqu'ils sont calculés avec des méthodes hédoniques différentes. Pour les pays qui utilisent les médianes stratifiées, il est important que la définition des strates soit suffisamment fine. Dans le cas contraire, comme avec la méthode MIX-RX, l'indice se comportera de manière erratique.

Évaluations des différentes méthodes pour Tokyo (1986-2016)

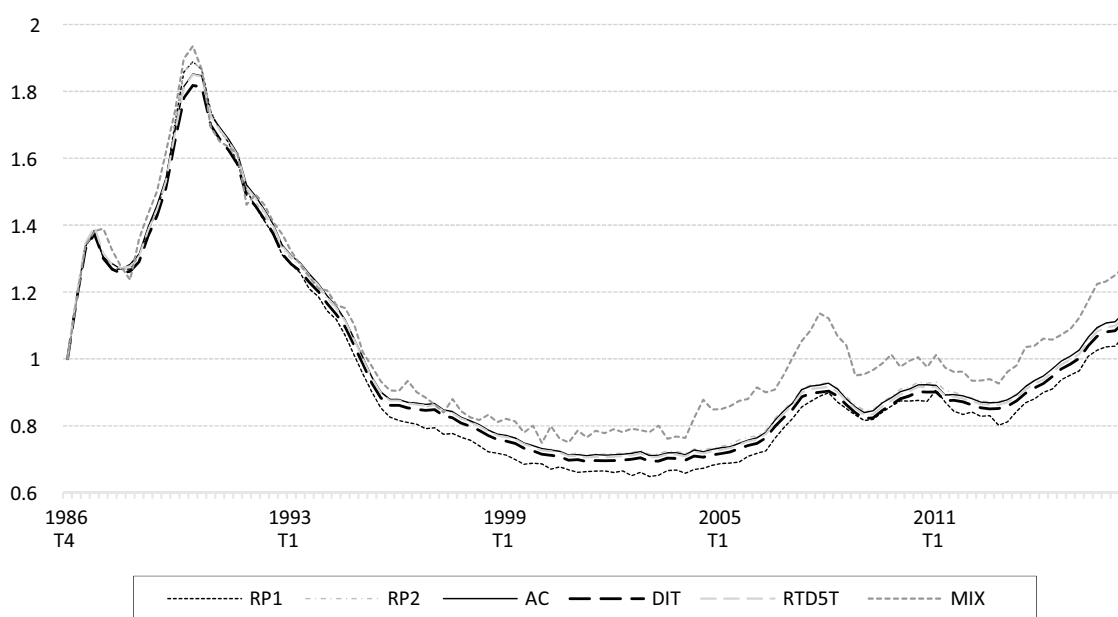
La base de données de Tokyo

La base de données de Tokyo est composée des 23 circonscriptions de l'aire métropolitaine de

Tokyo (621 km²), et la période d'analyse est d'environ 30 ans, de janvier 1986 à juin 2016. La base de données couvre les transactions de copropriétés (appartements) publiées dans *Residential Information Weekly* (ou *Shukan Jyutaku Joho*, en japonais), une publication de RECRUIT, Co. Ce magazine donne des informations sur les caractéristiques et les prix de vente de biens répertoriés sur une périodicité hebdomadaire. En outre, *Shukan Jutaku Joho* donne des séries chronologiques de prix de logements allant de leur publication initiale et publication finale, la semaine où ils sont retirés à la suite d'une transaction réussie. Nous n'utilisons que le prix final car il peut être considéré, assez sûrement comme suffisamment proche du prix de vente.

Les caractéristiques des logements disponibles sont : la surface de plancher, l'âge de l'immeuble, le temps de trajet jusqu'à la gare la plus proche, le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo et les 23 circonscriptions (c'est-à-dire les indicatifs ville). Le modèle hédonique est estimé pour Tokyo sur 237 190 observations. Quelques rares observations ont été supprimées car elles étaient incomplètes ou contenaient des erreurs

Figure III
Estimation des indices de prix des appartements à Tokyo (1986T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = Törnqvist double imputation ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par circonscription. Période 1986-2016.

Champ : appartements à Tokyo, Japon.

Source : *Residential Information Weekly* (publication de RECRUIT, Co) ; calculs des auteurs.

évidentes. Le nombre total de suppressions a été inférieur à 1 %. La forme fonctionnelle de nos modèles hédoniques est de nouveau semi-logarithmique. Les variables explicatives utilisées sont les suivantes :

- le log de la surface de plancher ;
- l'âge (inclus sous une forme quadratique) ;
- le temps de trajet jusqu'à la gare la plus proche ;
- le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo (inclus sous une forme quadratique) ;
- la circonscription (variable muette).

La méthode hédonique examinée est pour l'essentiel la même que pour Sydney. L'inclusion de formes quadratiques pour l'âge et le temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo se justifie par le fait que l'impact de ces variables sur le log (prix) peut être non linéaire, voire éventuellement non monotone. Par exemple, il peut exister un temps de trajet optimal jusqu'à la gare centrale de Tokyo (c'est-à-dire que le logement se trouve ni trop près, ni trop loin). Cette spécification quadratique, toutefois, peut créer des problèmes avec la méthode de réévaluation des prix, telle qu'expliqué ci-dessous.

Indices de prix de l'ensemble des appartements à Tokyo

Les résultats pour Tokyo concernant tous les appartements sur les années 1986 à 2016 sont présentés dans le tableau C3-3 (complément en ligne C3) et la figure III. Le schéma général qui ressort est similaire à celui observé pour Sydney, malgré certaines différences importantes.

En mettant l'accent tout d'abord sur les différences, deux versions de la méthode de réévaluation des prix sans modification de l'année de référence – RP1 (qd) et RP1 – sont présentées dans le Tableau C3-3. La RP1 est bien plus proche des autres méthodes que la RP1 (qd). Les méthodes RP1 (qd) et RP1 diffèrent en ce que la première utilise la forme fonctionnelle évoquée ci-avant, qui inclut l'âge et le *temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo* sous forme quadratique. La méthode RP1 inclut ces variables sous forme linéaire. Le problème avec la méthode RP1 (qd) est que, même si les spécifications quadratiques, par construction, s'ajustent bien aux données

de 1987 – la première année complète de la base de données – cette spécification ne donne pas d'aussi bons résultats lorsqu'elle est appliquée aux données des années ultérieures. Le terme au carré de la spécification quadratique peut fausser les résultats des années suivantes. Il s'en suit un arbitrage entre le bon ajustement du modèle à la période de référence et performance globale de l'IPL. Lorsque la méthode de réévaluation des prix est utilisée, il convient d'éviter l'utilisation de termes quadratiques dans le modèle hédonique. Il vaut mieux s'en tenir à un modèle linéaire, plus simple. Ce problème n'a pas été constaté sur les données de Sydney parce que ces variables n'étaient pas incluses dans le modèle hédonique.

Une deuxième différence tient à l'absence de manifestation claire de dérive dans les résultats DIL et DIP présentés dans le tableau C3-3, par rapport à ce qui a été observé pour les appartements de Sydney. Sur l'intégralité de la période de l'échantillon, la hausse du prix du logement avec les différentes méthodes hédoniques, à l'exclusion de la réévaluation des prix sans actualisation, est comprise entre 8.5 et 13.8 %. La moyenne recouvre de fortes envolées et descentes des prix, avant un retour progressif presque au point de départ.

Passons maintenant aux similarités de résultats de Sydney et de Tokyo : la dérive constatée dans les résultats de la réévaluation des prix présente à nouveau une tendance à la baisse, quoique plus limitée avec la méthode RP1 qu'avec la méthode RP1 (qd). D'après la méthode RP1, les prix augmentent d'environ 7 %, alors qu'ils chutent de 6 % lorsque la méthode RP1 (qd) est utilisée. On remarque que, comme avec les appartements de Sydney, la méthode RP2 (réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans) génère des résultats très similaires à ceux obtenus avec la méthode des caractéristiques moyennes (AC). Du fait de la dualité qui existe entre les méthodes de la réévaluation des prix et des caractéristiques moyennes, ce résultat n'est pas surprenant. Toutefois, la similarité retrouvée dans les résultats obtenus avec les méthodes RP2 et AC n'avait pas été constatée pour les maisons de Sydney (voir le Tableau C3-1).

L'indice médian stratifié diffère assez fortement des indices hédoniques. Il augmente de 27.4 %, tandis que les indices hédoniques sont compris entre 8.5 et 13.8 %. Il convient de

Tableau 4
Volatilité des indices de prix des appartements à Tokyo

	RP1(qd)	RP1	RP2	RP3	AC	DIL	DIP	DIT	RTD2T	RTD4T	RTD5T	MIX
<i>Sur un an (T1)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.106	0.102	0.096	0.091	0.092	0.092	0.091	0.091	0.092	0.092	0.092	0.103
Écart moyen absolu (MAD)	0.087	0.082	0.074	0.07	0.073	0.072	0.072	0.072	0.072	0.072	0.072	0.085
MIN	- 17.12	- 16.58	- 15.33	- 15.55	- 15.47	- 15.61	- 15.48	- 15.54	- 15.55	- 15.52	- 15.52	- 15.46
MAX	33.88	34.42	34.42	30.79	30.14	30.09	30.41	30.25	30.27	30.67	30.84	32.38
<i>Sur un an (T2)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.104	0.100	0.095	0.093	0.093	0.093	0.092	0.093	0.093	0.093	0.093	0.098
Écart moyen absolu (MAD)	0.08	0.077	0.073	0.072	0.072	0.073	0.071	0.072	0.072	0.072	0.072	0.077
MIN	- 20.31	- 19.45	- 17.93	- 18.07	- 18.34	- 18.36	- 18.20	- 18.28	- 18.28	- 18.28	- 18.28	- 15.88
MAX	30.43	30.60	30.60	27.52	26.82	27.11	27.45	27.28	27.30	27.75	27.93	28.90
<i>Sur un an (T3)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.100	0.098	0.095	0.094	0.092	0.093	0.093	0.093	0.093	0.093	0.093	0.106
Écart moyen absolu (MAD)	0.077	0.075	0.074	0.073	0.072	0.073	0.072	0.072	0.073	0.073	0.073	0.082
MIN	- 20.93	- 20.32	- 19.12	- 19.20	- 19.35	- 19.43	- 19.39	- 19.41	- 19.41	- 19.38	- 19.35	- 19.07
MAX	21.36	21.70	21.70	21.13	20.17	19.94	20.03	19.95	19.99	20.32	20.42	30.99
<i>Sur un an (T4)</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.109	0.106	0.101	0.098	0.100	0.099	0.100	0.100	0.100	0.101	0.101	0.116
Écart moyen absolu (MAD)	0.084	0.078	0.074	0.073	0.074	0.074	0.074	0.074	0.074	0.075	0.075	0.088
MIN	- 19.25	- 18.38	- 16.98	- 17.14	- 17.12	- 17.14	- 17.38	- 17.26	- 17.27	- 17.30	- 17.29	- 17.92
MAX	30.17	30.24	30.24	29.17	30.43	29.53	30.63	30.08	30.02	31.80	31.58	38.98
<i>Sur un trimestre</i>												
Erreur quadratique moyenne (RMSE)	0.037	0.035	0.033	0.033	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.033	0.033	0.042
Écart moyen absolu (MAD)	0.027	0.025	0.023	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.033
MIN	- 6.41	- 6.72	- 6.72	- 6.52	- 6.30	- 6.23	- 6.29	- 6.26	- 6.27	- 6.32	- 6.35	- 9.52
MAX	18.14	18.05	18.05	22.35	17.50	17.90	16.89	17.39	17.35	18.49	18.95	17.47

Remarque : les statistiques RSME, MAD, MIN et MAX sont définis en (26), (27), (28) et (29). Les méthodes hédoniques sont les suivantes : RP1 (qd) = réévaluation des prix sans actualisation avec effets de l'âge du logement et du temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo modélisés sous forme quadratique ; RP1 = réévaluation des prix sans actualisation ; RP2 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les cinq ans ; RP3 = réévaluation des prix avec actualisation de la période de référence tous les ans ; AC = caractéristiques moyennes ; DIL = double imputation de Laspeyres ; DIP = double imputation de Paasche ; DIT = double imputation de Törnqvist ; RTD2T = Indicatrices temporelles sur période glissante de 2 trimestres ; RTD4T et RTD5T ont respectivement des fenêtres glissantes de 4 et 5 trimestres ; la méthode des médianes stratifiées est la méthode MIX = ajustement de la composition en stratifiant par circonscription. Période : 1986-2016.

Champ : appartements à Tokyo, Japon.

Source : *Residential Information Weekly* (publication de RECRUIT, Co) ; calculs des auteurs.

noter que les indices médians stratifiés illustrés sur les trois figures augmentent plus vite que leurs pendants hédoniques. Une explication possible serait que la qualité moyenne des logements vendus a augmenté dans le temps. Les résultats des statistiques RSME, MAD, MAX et MIN pour les appartements de Tokyo sont donnés dans le tableau 4. De nouveau, l'indice médian stratifié MIX est plus volatil que les indices hédoniques.

Indices de prix des appartements neufs à Tokyo

L'estimation d'un indice de prix pour les appartements neufs est délicate à partir de la base de données de Tokyo en raison de la petite taille de l'échantillon. Nous considérons comme neuf tout appartement de moins de trois ans. Nous aurions préféré considérer comme neufs les appartements de moins de deux ans mais

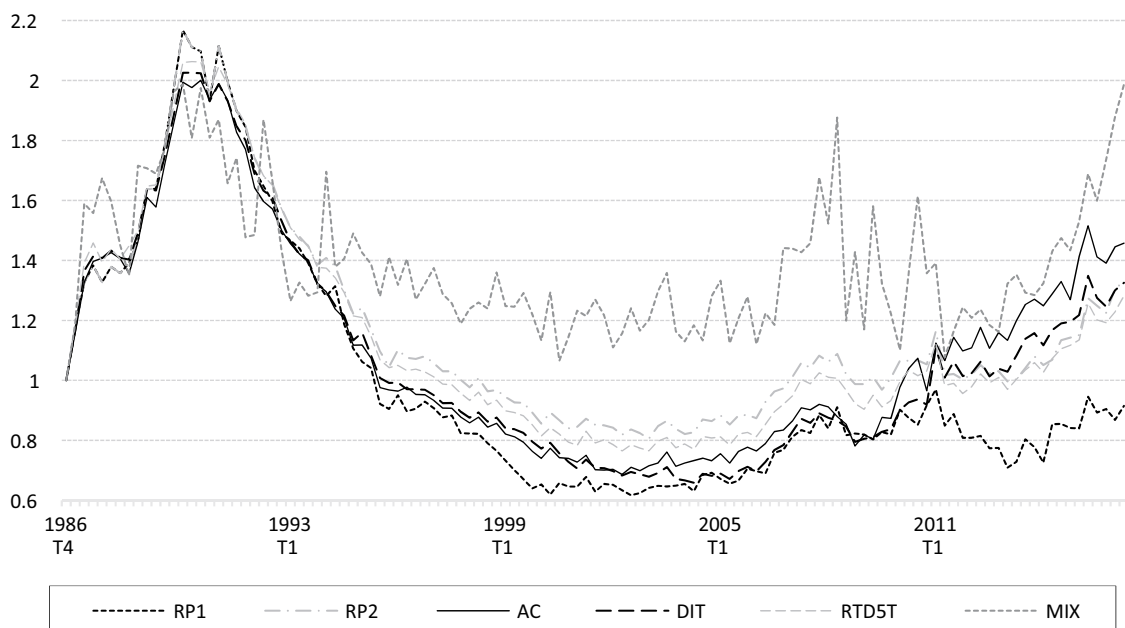
cela est quasiment impossible. Le principal problème est ici d'estimer des prix virtuels pour les variables muettes de localisation (la circonscription). Dans certaines circonscriptions, aucune transaction d'appartement neuf n'est observée certains trimestres. Cela est problématique notamment pour les méthodes des caractéristiques moyennes et d'imputation hédonique, qui commencent par estimer un modèle hédonique distinct pour chaque trimestre, comme indiqué en (8). Une façon de traiter les circonscriptions manquantes est de limiter la comparaison entre trimestres adjacents aux appartements vendus dans des circonscriptions concernées par les deux trimestres. Cela signifie que deux modèles hédoniques différents doivent être estimés pour chaque trimestre q . Le premier inclut les appartements vendus dans des circonscriptions observées tant en $q - 1$ qu'en q , tandis que le second inclut les appartements vendus dans des circonscriptions observées tant en q qu'en $q + 1$. Si les vecteurs de caractéristiques z dont on calcule le prix incluent des circonscriptions non incluses dans le modèle hédonique estimé, ces circonscriptions sont ignorées et les pondérations des circonscriptions restantes sont ajustées de sorte à toujours sommer à un.

Ce problème n'est pas aussi grave pour la méthode de réévaluation des prix, car cette dernière estime le modèle hédonique d'après les données d'une année entière, comme précisé en (1). De nouveau, cependant, si une circonscription n'est pas observée l'année de référence, tous les appartements vendus dans cette circonscription dans les périodes suivantes sont exclus de la comparaison. Une autre approche consisterait, pour ces appartements, à remplacer la circonscription manquante par une circonscription adjacente.

En revanche, ce problème de circonscriptions manquantes ne se pose pas avec la méthode RTD. Toute circonscription observée n'importe quel trimestre peut être incluse au modèle hédonique RTD, comme indiqué en (22). Cet exemple illustre bien un avantage important de la méthode RTD, plus performante sur les petites bases de données.

Les indices de prix des appartements neufs sont représentés en figure IV. On remarque que l'indice est beaucoup plus sensible au choix de la méthode que dans les figures I, II et III.

Figure IV
Estimation des indices de prix des appartements neufs à Tokyo (1986T1 = 1)



Note : Méthodes hédoniques : RP = Réévaluation (*repricing*) ; AC = Caractéristiques moyennes ; DIT = Törnqvist double imputation ; RTD5T = Indicatrices temporelles sur période glissante de cinq trimestres ; méthode de la médiane stratifiée : MIX-RX = ajustement de la composition en stratifiant par circonscription. Période 1986-2016.
Champ : appartements neufs à Tokyo, Japon.
Source : *Residential Information Weekly* (publication de RECRUIT, Co) ; calculs des auteurs.

L'indice médian stratifié est particulièrement affecté par la petite taille d'échantillon. Confronté à ce problème, nous avons davantage confiance en la méthode RTD avec une fenêtre relativement longue (par exemple, RTD5T). En utilisant la méthode RTD5T comme méthode de référence, la dérive à la baisse de l'indice avec réévaluation des prix (RP1) est beaucoup plus prononcée que dans les figures précédentes. Une actualisation des prix virtuels de référence tous les cinq ans (RP2) permet de régler ce problème. En effet, les résultats obtenus avec la méthode RP2 sont très proches de ceux obtenus avec la RTD5T. Dans ce cas, les méthodes de caractéristiques moyennes et d'imputation hédonique sont quelque peu erratiques. Cela s'explique probablement par le fait qu'il n'y a pas assez de données pour justifier l'estimation d'un modèle hédonique distinct à chaque trimestre.

Les résultats pour les immeubles neufs de Tokyo ont des conséquences importantes pour l'IPL des petits pays de l'UE. Dans les cas où les données sont moins nombreuses, comme l'illustre clairement la figure IV, le choix de la méthode de construction de l'IPL devient beaucoup plus important. Le nombre d'appartements neufs à Tokyo chaque trimestre peut très bien être supérieur au nombre total de transactions de maisons ou d'appartements dans des pays comme la Slovaquie, Malte et Chypre.

La figure IV illustre également l'un des problèmes rencontrés avec la méthode des acquisitions pour inclure les logements occupés par leurs propriétaires (LOP) dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). La méthode des acquisitions, telle que recommandée par Eurostat, nécessite si possible, un indice de prix spécifique pour le neuf. Il est toutefois beaucoup plus difficile d'élaborer un IPL fiable, ajusté de la qualité, pour le neuf que d'élaborer un indice qui recouvrent toutes les transactions immobilières.

Alors qu'un indice de prix pour le neuf peut être nécessaire en Europe pour l'IPCH (lorsque les LOP sont inclus à l'aide de la méthode des acquisitions), il n'est toutefois pas logique, dans le contexte de l'IPL, de calculer des IPL distincts pour les logements neufs et existants puis de les combiner. Lorsque cela est possible, il conviendrait plutôt d'inclure l'âge (ou une variable muette pour le neuf) directement en tant que caractéristique dans un modèle hédonique unique qui englobe les logements neufs et anciens. Pourtant, des modèles hédoniques

distincts devraient être estimés pour les maisons et les appartements, étant donné que la liste des caractéristiques disponibles peut différer entre ces deux types de logements, et même lorsque les caractéristiques coïncident, des prix virtuels représentatifs d'un type de logement peuvent ne pas l'être pour l'autre. Les méthodes exposées au chapitre 5 du Manuel sur l'IPRR peuvent alors être utilisées pour construire un IPL global, qui combine les maisons et les appartements (voir Eurostat, 2013).

* *
*

Nos principaux résultats sont les suivants :

- les indices de prix semblent assez robustes quelle que soit la méthode hédonique utilisée par les INS d'Europe pour calculer leurs IPL ;
- pour les bases de données plus petites (par exemple, appartements neufs à Tokyo), l'IPL devient plus sensible au choix de la méthode. Les petits pays d'UE devraient donc redoubler de précautions lors de leur choix de méthode. Nous recommandons aux petits pays où les transactions immobilières sont moins nombreuses d'utiliser la méthode RTD4T ou RTD5T ;
- les indices à double imputation de Paasche et de Laspeyres (DIP et DIL) pour les appartements à Sydney sont sujets à une dérive. Des dérives, de moindre ampleur, sont aussi détectées avec les données de Tokyo. Les résultats pour les appartements de Sydney indiquent que les méthodes DIP et DIL ne devraient pas être utilisées. Heureusement, aucun INS d'Europe n'utilise l'une ou l'autre de ces méthodes ;
- la méthode de réévaluation des prix semble présenter un biais à la baisse, par rapport aux autres indices hédoniques, lorsque les prix virtuels de référence ne sont actualisés que tous les cinq ans ou pas du tout. Cependant, ce biais n'est plus mis en évidence lorsque les prix virtuels de référence sont actualisés chaque année ;
- avec la méthode de réévaluation des prix, un modèle hédonique qui donne de bons résultats pendant la période de référence peut ne pas être adapté à des périodes ultérieures. En particulier, pour Tokyo, les termes quadratiques d'âge et de *temps de trajet jusqu'à la gare centrale de Tokyo* posent des problèmes. Nous recommandons donc de garder une forme fonctionnelle assez simple du modèle hédonique (par exemple, sans terme quadratique)

lorsque la méthode de réévaluation des prix est utilisée ;

- nous conseillons aux INS qui utilisent la méthode de réévaluation des prix d'actualiser fréquemment les prix virtuels de référence, de préférence tous les ans ou au moins tous les cinq ans ;

- nous recommandons d'éviter, dans la mesure du possible, d'utiliser les indices médians stratifiés. En effet, ils ne s'ajustent pas correctement aux changements de qualité au cours du temps. Le biais à la hausse des médianes stratifiées sur l'intégralité de la période de l'échantillon des deux bases de données peut être attribué à une tendance dans le temps à la hausse de la qualité des habitations vendues. Une plus forte volatilité (notamment des statistiques RSME et MAD plus élevées) peut être attribuée au fait que les médianes stratifiées ne sont pas correctement ajustées des évolutions de la qualité des habitations vendues, d'une période à l'autre ;

- il est plus difficile de construire un indice de prix ajusté de la qualité pour les logements neufs. De nouveau, la méthode RTD5T est recommandée pour calculer un IPL pour les logements neufs, en cas de manque de données ;

- pour l'IPL, nous recommandons de ne pas distinguer les habitations neuves des anciennes. Il vaut mieux les combiner dans le même modèle hédonique, et inclure l'âge en tant que caractéristique explicative ;

- les maisons et appartements devraient être estimés avec des modèles hédoniques distincts, puis être agrégés avec la méthode standard d'Eurostat de combinaison des strates (voir Eurostat, 2013, chapitre X) ;

- enfin, il convient de noter que le calcul d'un IPL pour une grande ville est plus facile que pour un pays entier, particulièrement si le pays est petit. Nos comparaisons empiriques risquent de sous-estimer la sensibilité d'un IPL national au choix de la méthode utilisée pour le construire. □

BIBLIOGRAPHIE

Diewert, W. E. (2011). Alternative Approaches to Measuring House Price Inflation. *Vancouver School of Economics – Economics Working Paper* 2010-10. https://econ.sites.olt.ubc.ca/files/2013/06/pdf_paper_erwin-diewert-10-10-alternative-approaches.pdf.

Diewert, W. E., Heravi, S. & Silver, M. (2009). Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes. In W. E. Diewert, W. E., Greenlees, J. & Hulten, C. (Eds.), *Price Index Concepts and Measurement*. Chicago: University of Chicago Press, 161–196. <http://www.nber.org/books/diew08-1>

Eurostat (2013). *Handbook on Residential Property Prices Indices (RPPIs)*. Luxembourg: European Union. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5925925/KS-RA-12-022-EN.PDF>

Eurostat (2017). *Detailed Technical Manual on Owner-Occupied Housing for Harmonised Index of Consumer Prices*. Luxembourg: Eurostat. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/7590317/0/Technical-Manual-OOH-HPI-2017/>

Haan, J. de, Wal, E. van der, & Vries, P. de (2008). The Measurement of House Prices: A Review of the SPAR Method. *Statistics Netherlands Working Paper*. <https://www.cbs.nl/nr/rdonlyres/1392243b-5bf2-4c56-8a4b-6c0c1a1cc6ee/0/20080814sparmethodart.pdf>

Haan J. de (2010). Hedonic Price Indexes: A Comparison of Imputation, Time Dummy and Re-Pricing Methods. *Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher fuer Nationaloekonomie und Statistik)*, 230(6), 772–791. <https://doi.org/10.1515/jbnst-2010-0611>

Hill, R. J. (2013). Hedonic Price Indexes for Housing: A Survey, Evaluation and Taxonomy. *Journal of Economic Surveys*, 27(5), 879–914. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2012.00731.x>

Hill, R. J. & Melser, D. (2008). Hedonic Imputation and the Price Index Problem: An Application to Housing. *Economic Inquiry*, 46(4), 593–609. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2007.00110.x>

O'Hanlon, N. (2011). Constructing a National House Price Index for Ireland. *Journal of the Statistical and Social Inquiry Society of Ireland*, 40, 167–196.

<http://www.tara.tcd.ie/bitstream/handle/2262/62349/o%27hanlon%20pdf.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Shimizu, C, Takatsuji, H., Ono, H. & Nishimura, K. G. (2010). Structural and Temporal Changes in the Housing Market and Hedonic Housing Price Indices. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 3(4), 351–368.

<https://doi.org/10.1108/17538271011080655>

Silver, M. (2015). The Degree and Impact of Differences in House Price Index Measurement. *Journal of Economic and Social Measurement*, 39(4), 305–328.

<https://doi.org/10.3233/JEM-150406>

Silver, M. (2016). How to Better Measure Residential Property Price Indexes. *IMF Working Paper* WP/16/213.

<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp16213.pdf>

N° 500-501-502 – 2018

MÉLANGES / *VARIA*

CROISSANCE ET PRODUCTIVITÉ DANS LES COLLECTIVITÉS FRANÇAISES DU PACIFIQUE / *GROWTH AND PRODUCTIVITY IN THE FRENCH PACIFIC TERRITORIES*

- Croissance économique et productivité en Polynésie française : une analyse sur longue période / *Economic growth and productivity in French Polynesia: A long-term analysis*
- Productivité sectorielle du travail et compétitivité de l'économie de la Nouvelle-Calédonie / *Sectoral labour productivity and economic competitiveness in New Caledonia*
- Commentaire – La productivité sur longue période dans les collectivités françaises du Pacifique / *Comment – Long-term productivity in French Pacific territories*

MOBILITÉ SOCIALE À L'ÉCOLE, PERFORMANCES SCOLAIRES ET PARCOURS UNIVERSITAIRES / *SOCIAL MOBILITY AT SCHOOL, SCHOOL PERFORMANCES AND EDUCATIONAL CAREER PATHS*

- Une comparaison internationale des systèmes scolaires basée sur la mobilité sociale / *An international comparison of school systems based on social mobility*
- 50 % à la licence... mais comment ? Les jeunes de familles populaires à l'université en France / *50% to the bachelor's degree... but how? Young people from working class families at university in France*

N °497-498 – 2017

RÉGIONS ET TERRITOIRES / *REGIONS AND TERRITORIES*

- Introduction – Régions et territoires : quelles évolutions ? / *Introduction – Regions and territories: Evolutions and changes*

RÉFORMES TERRITORIALES ET DISPARITÉS / *TERRITORIAL REFORMS AND DISPARITIES*

- Disparités et discontinuités territoriales dans la France des nouvelles régions : une lecture multiscalaire et multidimensionnelle / *Disparities and territorial discontinuities in France with its new regions: A multiscalar and multidimensional interpretation*
- Le théorème de la décentralisation s'applique-t-il aux collectivités locales françaises ? Un test empirique sur les compétences intercommunales / *Does the decentralisation theorem apply to the French local governments? An empirical test on intermunicipal competences*
- Commentaire – La difficile équation des réformes territoriales : du *big is beautiful* à l'impossible simplification du mille-feuille institutionnel / *Comment – The difficult equation of territorial reforms: from big is beautiful to the impossible simplification of the institutional layer-cake*

SÉGRÉGATION DANS LES MÉTROPOLIS : ENTRE VILLE-CENTRE, BANLIEUE ET PÉRIURBAIN / *SEGREGATION IN URBAN AREAS BETWEEN CITY-CENTERS, SUBURBS AND SUBURBAN AREAS*

- Niveau de vie et ségrégation dans douze métropoles françaises / *Standards of living and segregation in twelve French urban areas*
- Commentaire – Ségrégation par le revenu dans les villes : réflexions sur les écarts entre concept et mesure / *Comment – Income segregation in cities: A reflection on the gap between concept and measurement*

EMPLOIS DANS LES TERRITOIRES, PROGRÈS TECHNOLOGIQUE ET MONDIALISATION / *EMPLOYMENT AT TERRITORIAL LEVEL, TECHNOLOGICAL CHANGE AND GLOBALISATION*

- Progrès technique et automatisation des tâches routinières : une analyse à partir des marchés du travail locaux en France dans les années 1990-2011 / *Technical change and automation of routine tasks: Evidence from local labour markets in France, 1999-2011*

- Mesurer et anticiper la vulnérabilité des territoires face aux risques de délocalisation : une analyse à partir de données sectorielles pour la France / *Measurement and anticipation of territorial vulnerability to offshoring risks : An analysis on sectoral data for France*
- Commentaire – L'impact de la mondialisation et de la technologie sur les marchés du travail locaux / *Comment – The impact of globalisation and technology on local labour markets*

PARCOURS GÉOGRAPHIQUE / *GEOGRAPHICAL TRAJECTORIES*

- Parcours géographiques d'individus nés en France : construction d'une typologie / *Geographical pathways of individuals born in France: Construction of a typology*

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres origines. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumettre un article

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en Word et mises en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé de l'article complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Une fois acceptés, les articles peuvent faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word and follow the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 words will not be considered.

Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised file of the article (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). Once the article accepted, further editorial changes may be made in order to improve their presentation and readability.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the electronic edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Au sommaire
du prochain numéro :
Mélanges

Forthcoming:
Varia

