

# 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/10.187/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)<sup>1</sup>. 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 ; Lévassieur, 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 complique 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./km<sup>2</sup>) par rapport à celles du premier décile (en dessous de 26.5 hab./km<sup>2</sup>).

## Données

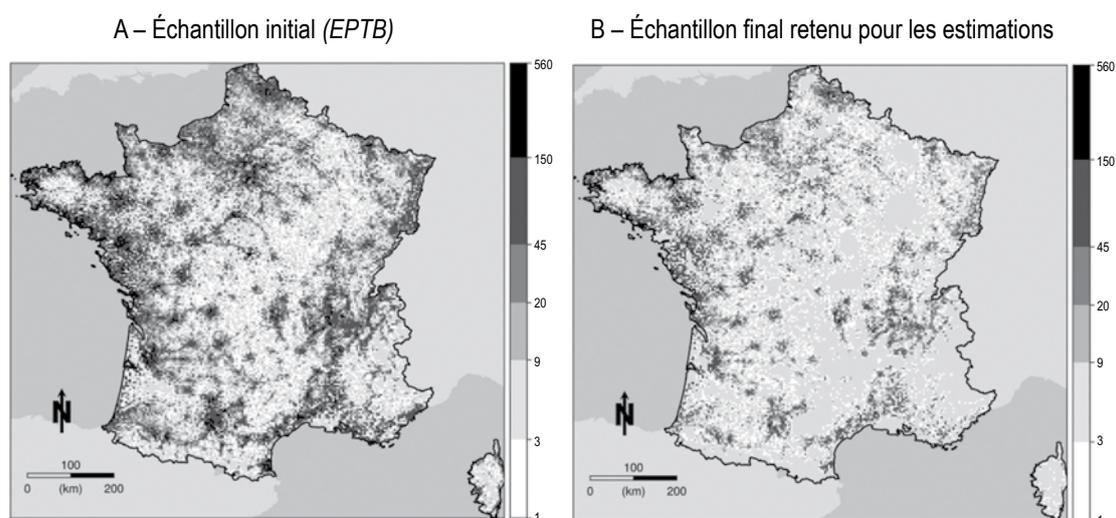
La population d'intérêt, soit les terrains pour lesquels le prix est observé, correspond au champ de l'enquête *EPTB*, à savoir les parcelles de terre qui appartiennent à un particulier et qui ont reçu un permis de construire pour une maison individuelle en secteur diffus (hors lotissements, voir encadré 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

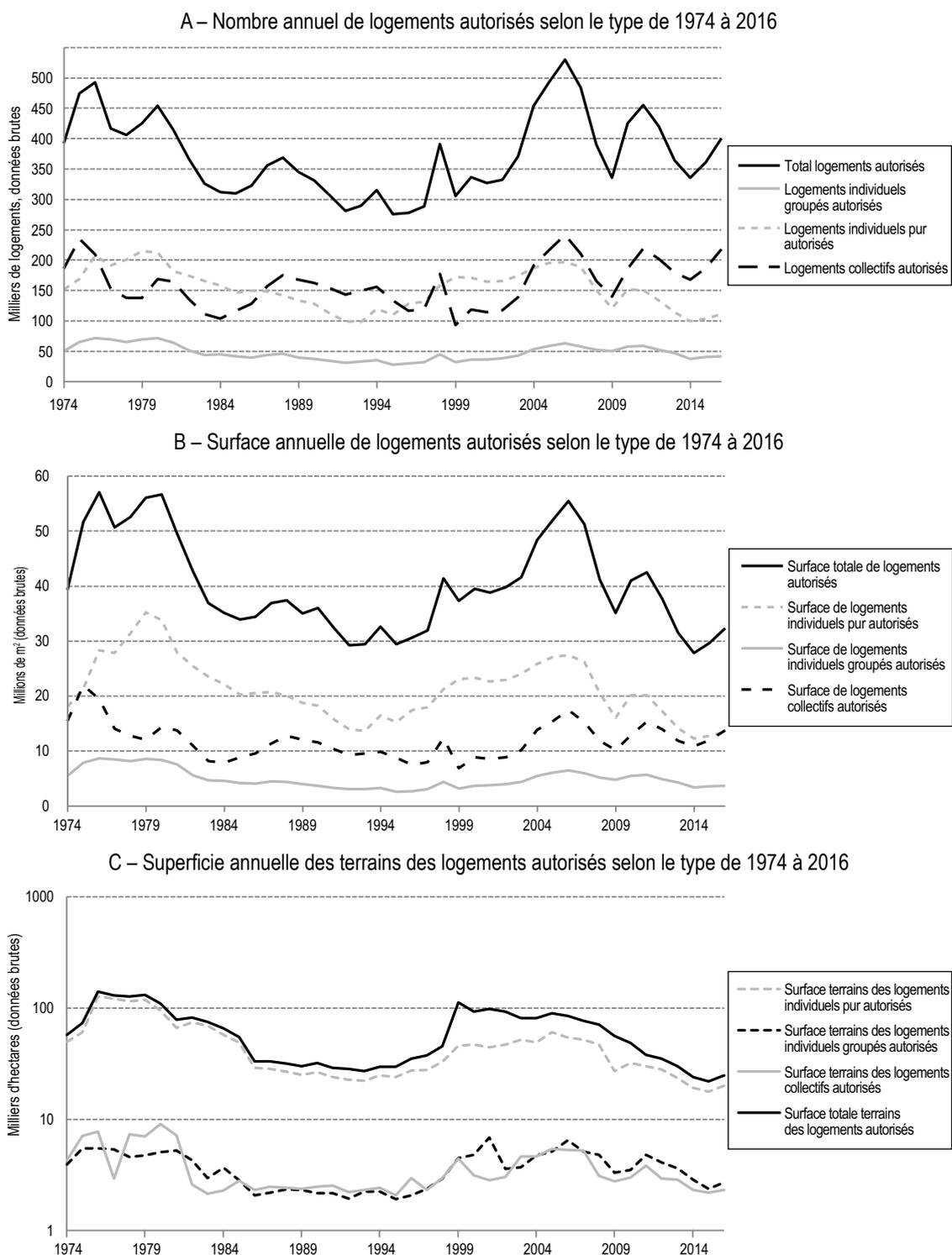


Note : la résolution du raster pour cartographier les observations EPTB est de 4 km. Pour chaque cellule raster, la carte A fait apparaître les 701 006 observations géoréférencées présentes dans l'échantillon initial (N = 873 823). La carte B fait apparaître les observations utilisées dans l'analyse 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 <sup>2</sup> de terrain)	279 231	87.8	72.8	5.0	429.9
Coût de la maison (euros courants/m <sup>2</sup> de plancher)	279 231	1 096.8	315.5	6.2	7 254.9
Surface du terrain (m <sup>2</sup> )	279 231	1 027.2	673.0	100.0	4 653.0
Surface de plancher (m <sup>2</sup> )	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 <sup>2</sup> )*	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 <sup>2</sup> ))*	279 231	10.9	1.2	5.6	13.5
Superficie de terrain autorisée 1974-2014 (log(m <sup>2</sup> ))*	279 231	13.5	1.0	7.5	15.9
Superficie de terrain artificialisée 2006-2015 (log(m <sup>2</sup> ))*	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 carroyées 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 m<sup>2</sup> pour une surface moyenne d'un peu plus de 1 000 m<sup>2</sup>. Le coût moyen de construction d'une maison individuelle est de 1 097 euros par m<sup>2</sup> pour une surface de plancher moyenne de 127 m<sup>2</sup>. 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 achevements 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  $\theta$  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  $\theta$  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  $x$ ) :

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

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

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  $\chi$  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  $\theta$ . 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  $\theta$  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  $\theta$  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  $\theta$  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  $\beta$  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  $\eta_t$  (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 spécifications<sup>2</sup>. 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)<sup>3</sup>.

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.

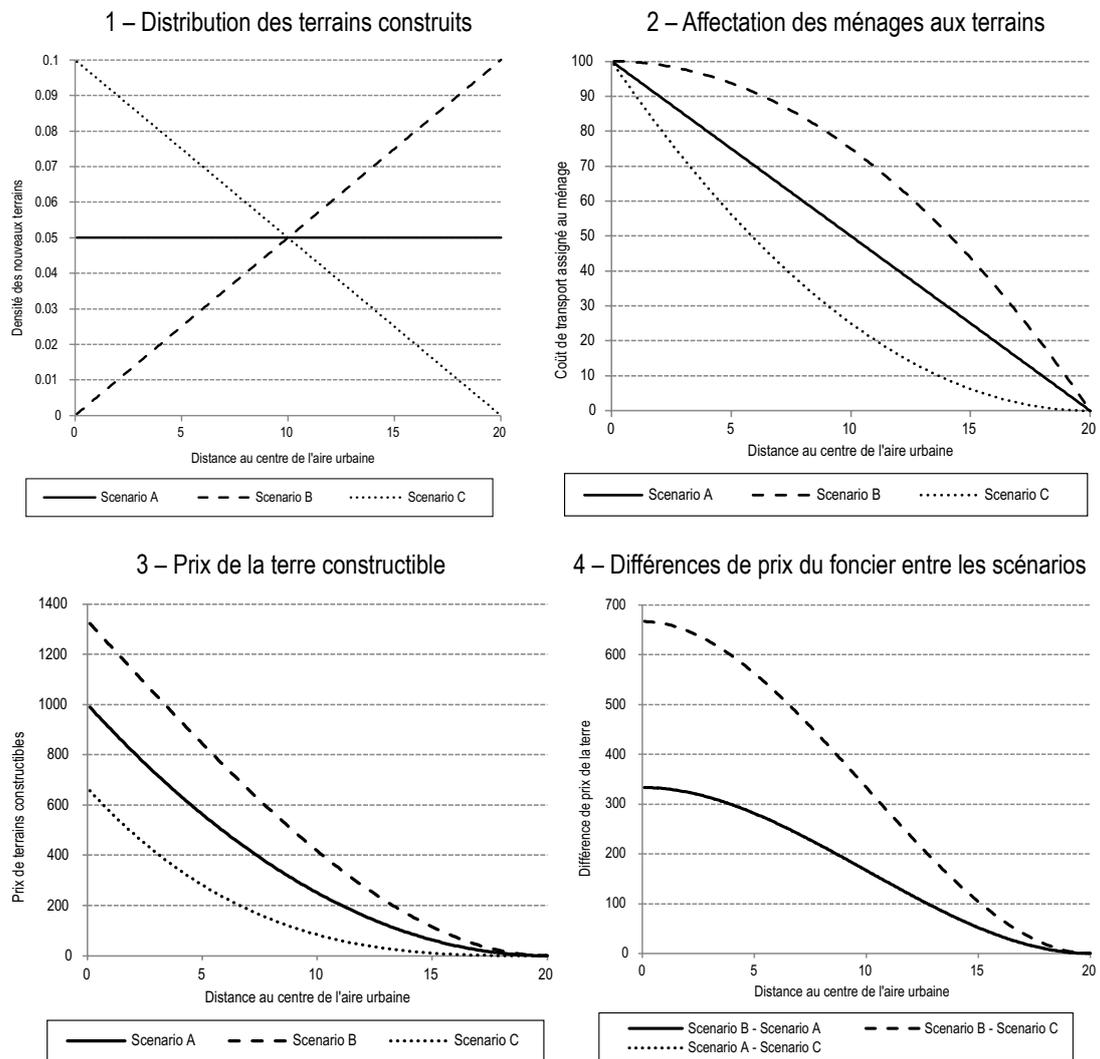
## ENCADRÉ 2 – Simulation d'un modèle d'affectation paramétré

Dans la lignée du modèle séminal en économie urbaine d'Alonso-Mills-Muth, nous supposons que la qualité  $\theta$  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  $\rho$  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 du 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  $\tau$  de déplacement pour se rendre au centre-ville. La distribution des  $\tau$  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  $\rho$  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 km<sup>2</sup>), l'aléa moyen 15 % (soit 83 800 km<sup>2</sup>), l'aléa faible 44 % (soit 241 300 km<sup>2</sup>). Les zones *a priori* non argileuses couvrent 39 % de la France métropolitaine (soit 212 800 km<sup>2</sup>). 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<sup>(a)</sup>. 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)<sup>(b)</sup>. 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) [ $\beta_1$ ]	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) [ $\beta_2$ ]	- 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) [ $\beta_3$ ]		- 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) [ $\beta_1$ ]	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) [ $\beta_2$ ]	- 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) [ $\beta_3$ ]		- 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) [ $\beta_1$ ]	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) [ $\beta_2$ ]	- 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) [ $\beta_3$ ]		- 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 <sup>2</sup> )				
	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  $\beta_2$  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./km<sup>2</sup>) par rapport à celles du premier décile (26 hab./km<sup>2</sup>), 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/primeur\\_219.pdf](http://agreste.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/primeur_219.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<sup>e</sup> 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](http://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](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.
- Epple, 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<sup>e</sup> 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, chapter 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/econj.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) [ $\beta_1$ ]	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) [ $\beta_2$ ]	- 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) [ $\beta_3$ ]		- 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.

