

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

Jean-Sauveur Ay

jean-sauveur.ay@inra.fr

Mohamed Hilal

mohamed.hilal@inra.fr

Julie Le Gallo

julie.le-gallo@agrosupdijon.fr

Jean Cavailhès

jean.cavailhes@inra.fr

CESAER, AgroSup Dijon, INRA, Univ. Bourgogne Franche-Comté,
26, bd Docteur Petitjean, F-21000 Dijon, France

La valeur agrégée des terrains bâtis est passée de 45% à 257% du produit intérieur brut entre 1998 et 2006. Les contraintes réglementaires sur la construction sont souvent invoquées pour expliquer cette hausse du prix du foncier qui pèse sur le coût de production des logements neufs. Nous analysons ce mécanisme par son symétrique, en estimant dans quelle mesure la délivrance de permis de construire permet de diminuer le prix du foncier. Nous proposons 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. Dans l'application empirique, nous instrumentons la construction par la nature des terrains, le coût d'opportunité agricole et le nombre d'anciens sites industriels. Nous obtenons qu'une hausse de 1% du nombre de permis délivrés entraîne une baisse modérée du prix de 0.3% en moyenne. L'effet dépend néanmoins du type de construction et croît avec la proximité aux zones denses.

Mots-clés : Politique foncière ; artificialisation ; modèle d'affectation ; variables instrumentales.

Codes JEL : R14 ; R31 ; R52.

1 Introduction

Entre 1998 et 2006, la valeur agrégée des terrains supportant des bâtiments est passée de 45% à 257% du produit intérieur brut (INSEE, Tableau 8.201 des Comptes de patrimoine de l'économie nationale). Cette inflation du foncier touche toutes les économies avancées et explique au niveau macroéconomique 80% de l'inflation de l'immobilier qui a eu lieu 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, afin d'augmenter la quantité de logements pour faire baisser leur prix. Compte tenu du poids croissant du foncier dans l'économie, la terre apparaît comme le facteur le plus limitant, qui subit l'inflation la plus marquée, et donc le levier naturel pour augmenter l'offre de logement. Cependant, ce levier fait l'objet d'une forte controverse entre ses partisans (Sénat 2005,¹ APUR 2007,² CAE 2013,³ fondation Abbé Pierre 2016⁴) et ses opposants (Agreste 2009,⁵ SAFER,⁶ CESE 2015,⁷ fondation Nicolas Hulot 2016⁸). 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 et al., 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 utilisent plus ou moins explicitement le 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.,

¹<https://www.senat.fr/rap/r04-442/r04-442.html>

²<http://www.apur.org/sites/default/files/documents/247.pdf>

³<http://www.cae-eco.fr/Comment-moderer-les-prix-de-l-immobilier.html>

⁴<http://www.fondation-abbe-pierre.fr/21e-rapport-etat-mal-logement-2016>

⁵<http://www.agreste.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/primeur219.pdf>

⁶<http://www.safer.fr/protection-environnement-paysages.asp>

⁷<http://www.lecese.fr/travaux-publies/la-bonne-gestion-des-sols-agricoles-un-enjeu-de-soci-t>

⁸<http://www.fondation-nicolas-hulot.org/magazine/preserver-les-sols-supports-de-la-vie>

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 and 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 travaux centrés sur les politiques foncières sont résumés dans DiPasquale (1999); Quigley and Rosenthal (2005); Duranton and Puga (2015). Ils obtiennent généralement que la régulation foncière, par la restriction de l'offre, augmente le prix de la terre et des logements. Les résultats dépendent surtout des détails de la politique étudiée (Grieson and White, 1981), de la stratégie empirique utilisée (Quigley and Rosenthal, 2005) et des effets mesurés (Turner et al., 2014). En France, les débats sont également centrés sur des questions d'offre, à la fois dans la littérature académique (Lecat, 2006; Levasseur, 2013; Geniaux et al., 2015) et professionnelle (Charmes, 2007; Bénard, 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 effectuée **simultanément** à l'achat du terrain. La présence d'une transaction foncière nous 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 fonciers sous l'angle de la demande nous permet de présenter une méthode d'identification basée sur des variations exogènes de la construction effective. Alors que les approches usuelles sur la demande en terrains à bâtir sont du type hédoniques, 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 issue des ménages à la recherche d'un logement et une offre que nous considérons exogène. Deux travaux récents sont méthodologiquement proches de notre recherche. Hilber and Vermeulen (2016) estiment des effets de demande en spécifiant une relation entre les salaires et le prix des logements entre les aires urbaines anglaises. Combes et al. (2016b) estiment également des effets de demande, en utilisant les mêmes données EPTB, mais seulement dans une première étape en forme réduite dans l'objectif final d'estimer une fonction de production de logements.

Notre approche empirique se focalise sur le marché de la terre dont la destination est la construction de maisons individuelles. Nous mobilisons la base de données Sit@del2 (1974–2015) et l’enquête sur le prix des terrains à bâtir (EPTB, 2006–2015) conjointement à des données sur les sols, la topographie, les coûts d’opportunité agricoles et 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 autorisés reportés dans Sit@del2 et les prix contenus dans les données EPTB résultent à la fois des effets d’offre et de 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 une fréquence des constructions élevée dans les localisations demandées, donc chères, et cela indépendamment de l’offre. Cette corrélation complique l’estimation des effets propres associés aux variations de l’offre. Nous proposons donc une approche en variables instrumentales où les quantités effectivement 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).

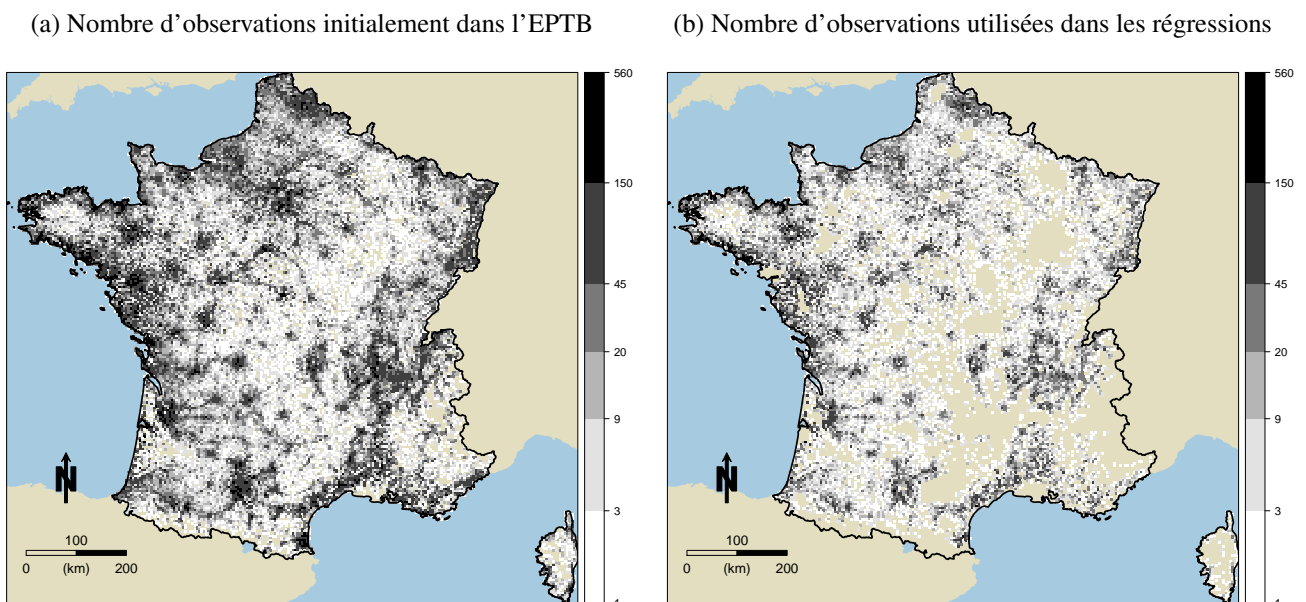
La section 2 ci-dessous décrit les données que nous utilisons et la section 3 présente le modèle théorique d’affectation qui fonde notre analyse. La section 4 discute la stratégie empirique, la section 5 reporte les résultats que nous obtenons et la section 6 conclut.

2 Données

Notre population d’intérêt correspond au champ de l’enquête EPTB, soient 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 l’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 géo-référencement nous permet néanmoins de les cartographier dans la carte (a) à gauche de la [Figure 1](#). Des recherches non reportées sur l’enquête logement de l’INSEE de 2013 font apparaître que pour environ 10% des logements, 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 la **Table 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), ce qui est proche des effectifs retenus par les autres travaux qui utilisent l'EPTB (Vermont, 2016; Combes et al., 2016b), alors que le géoréférencement cadastral n'est pas utilisé. Les distributions spatiales des observations EPTB utilisées dans les analyses sont présentées dans la carte (b) de la **Figure 1**. Bien que limitées au secteur diffus, les observations de l'EPTB se concentrent aux alentours des pôles urbains, avec une distribution spatiale très proche de celle de la construction telle qu'elle apparaît dans Sit@del2.

Figure 1: Distribution et sélection des observations EPTB pour l'analyse économétrique.



Champ : France Métropolitaine.

Source : EPTB (SDES), INSEE, géoréférencement Sit@del2 (SDES), traitement des auteurs.

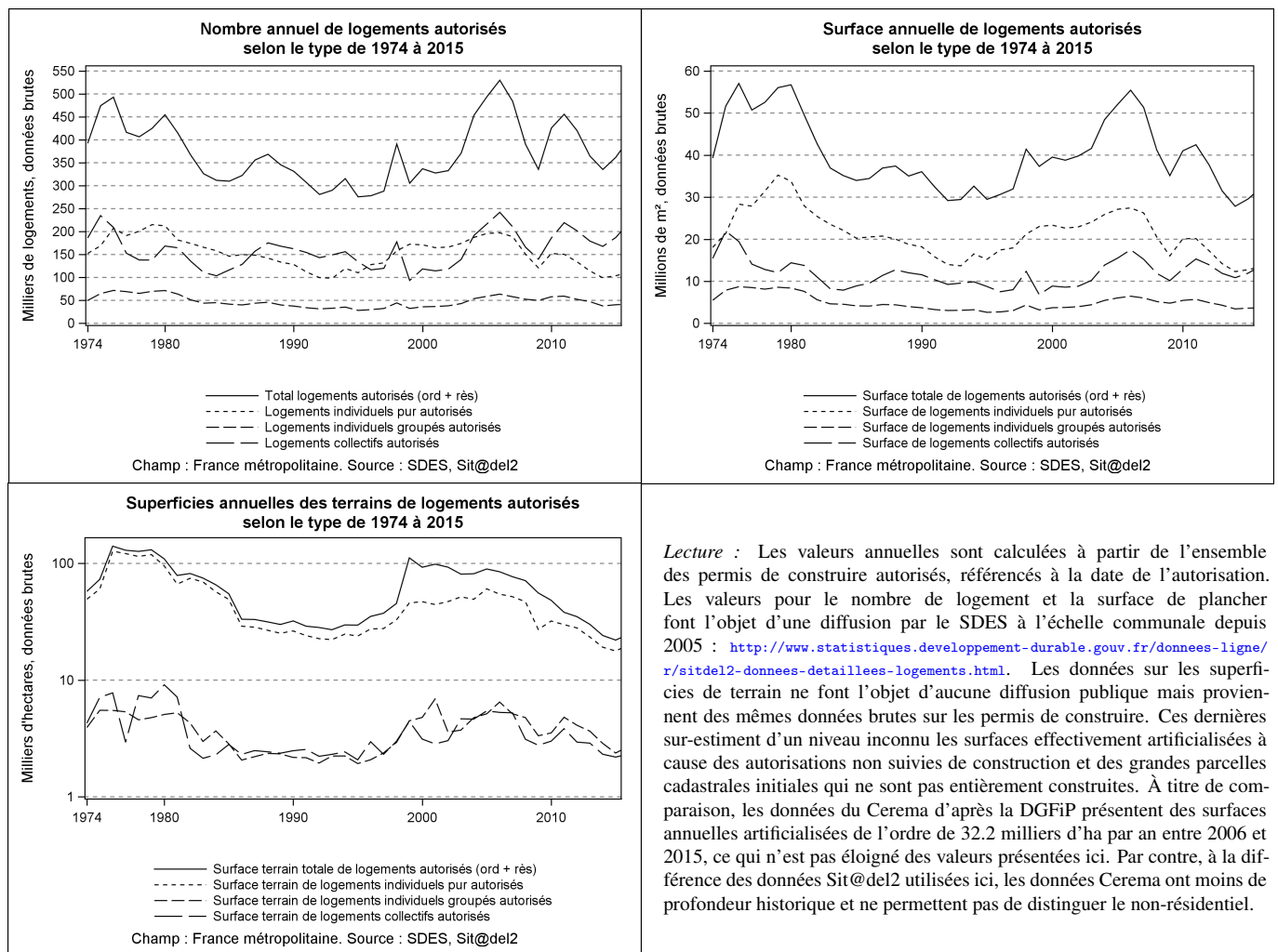
Lecture : La résolution du raster pour cartographier les observations EPTB est de 4 km. Pour chaque cellule raster, la carte (a) fait apparaître le nombre d'observations géoréférencées présentes dans l'échantillon initial ($N=701\,006$). La carte (b) fait apparaître les observations utilisées dans l'analyse économétrique ($N=279\,215$) du fait du non achat du terrain par le dépositaire ou de valeurs manquantes, atypiques sur des variables importantes.

Nous apparions chaque observation de l'EPTB à des mesures communales de la construction issues des permis de construire. Nous utilisons une extraction brute de Sit@del2 pour les permis

déposés entre 1974 et 2015 (voir encadré 1). La construction résidentielle se divise en maisons individuelles pures résultant d'une opération de construction ne comportant qu'un seul logement, en maisons individuelles groupées résultant d'une opération de construction comportant plusieurs logements individuels ou un seul logement individuel avec des locaux, et en logements collectifs définis par l'exclusion des deux premiers. La **Figure 2** présente le nombre de logements, les surfaces de plancher et les superficies de terrain autorisées à la construction au niveau national. Le nombre total de logements autorisés annuellement entre 1974 et 2015 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. Les surfaces de plancher autorisées annuellement varient entre 30 et 55 millions de m² sur la période. Pour les terrains, les superficies autorisées à la construction étaient de l'ordre de 130 000 ha par an à la fin des années 1970, elles se situent aux alentours de 25 000 ha dans la période récente. Sur les périodes 1975–1987 et 1996–2005, l'individuel pur est le premier poste de création de nouveaux logements. Inversement, la construction de logements collectifs a été supérieure sur les périodes 1987–1996 et depuis 2006. 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 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 baisse 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 présentent des niveaux proches des logements individuels groupés. Il apparaît que les maisons individuelles comptent environ pour 90% des superficies totales destinées à la construction.

La **Table 1** présente les statistiques descriptives pour les variables présentes dans la base que nous avons constituée pour l'analyse économétrique. Le prix moyen des terrains à bâtir est de 87.8 euros courants par m² pour une surface moyenne d'un peu plus de 1 000 m². Le coût moyen de construction d'une maison individuelle est de 1 000 euros par m² pour une surface de plancher moyenne de 127 m². Les caractéristiques des maisons sont moins variables dans l'échantillon que les caractéristiques des terrains, comme cela est illustré par des écarts-types plus faibles. 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 l'âge de l'acheteur au dépôt du permis de construire. Les statistiques pour ces variables sont présentées dans la **Table 7** en Annexe.

Figure 2: Évolution temporelle de la construction selon les permis de construire.



Le géoréférencement des observations EPTB nous permet un appariement avec un modèle numérique de terrain à 75 mètres de résolution (BD ALTI) pour estimer l'altitude et la pente des parcelles. Ces caractéristiques des terrains sont considérées comme des variables de contrôle dans les équations de prix. Elles se révèlent par ailleurs déterminantes pour notre stratégie empirique pour distinguer les variations de prix qui sont dues aux caractéristiques des parcelles de celles qui sont dues à la construction dans la commune. Nous utilisons la densité de population communale en 1990 (INSEE) comme mesure principale de la position de la parcelle sur le gradient urbain-rural et de l'accessibilité induite aux emplois et aux services. L'utilisation de la densité nous permet d'éviter la spécification *a priori* (et forcément arbitraire) des centres urbains. Nous utilisons la densité en 1990 afin de limiter les corrélations fortuites avec les prix EPTB 2007–2015. Les variables sur 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 surface de plancher autorisée et

Table 1: **Statistiques descriptives de la base utilisée dans les régressions.**

Statistic	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Prix du terrain [euro courant/m2 de terrain]	279231	87,84	72,84	5,00	429,89
Coût de la maison [euro courant/m2 de plancher]	279231	1096,80	315,49	6,17	7254,90
Surface du terrain [m2]	279231	1027,20	673,01	100	4653
Surface de plancher [m2]	279231	126,90	34,11	50,00	289,00
Part du prix du terrain dans le prix total [%]	279231	30,95	12,40	0,50	99,41
Part de surface plancher dans surface totale [%]	278577	16,26	8,69	2,01	99,41
Altitude de la parcelle [m]	279231	149,27	141,75	0,00	823,50
Pente de la parcelle [%]	279231	3,89	3,60	0,00	21,29
Densité de population en 1990 [hab/km2]*	279231	171,27	260,82	1,59	3766,30
Logements autorisés 1974–2014 [log(nb)]*	279231	6,12	1,21	1,10	8,97
Surface de plancher autorisée 1974–2014 [log(m2)]*	279231	10,85	1,16	5,64	13,46
Superficie terrain autorisée 1974–2014 [log(m2)]*	279231	13,49	1,02	7,48	15,92
Superficie terrain artificialisée 2006–2015 [log(m2)]*	279215	11,83	1,16	3,00	14,16
Part de surface en retrait gonflement des argiles [%]*	279231	22,91	29,35	0,00	100,00
Produit brut standard agricole 2014 [euro/ha]*	279231	9553,10	11477,00	5,99	142343,00
Habitants en pente entre 10 et 15% [%]*	279231	5,21	9,26	0,00	100,00
Habitants en pente supérieure à 15% [%]*	279231	3,04	8,65	0,00	100,00
Nombre d'anciens sites industriels [nb]*	279231	0,19	0,62	0	9

Note: * Variables mesurées au niveau communal.

Champ : France métropolitaine.

Sources : SDES, IGN, INSEE, Cerema, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : 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 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 DGFIP), elles sont également appariées par le code commune. Les cinq dernières variables sont utilisées comme variables instrumentales, également appariées à l'échelle communale. Elles proviennent respectivement du BRGM, du SSP (recensement agricole 1988 et réseau d'information comptable agricole 1989–2014), d'un croisement des données carroyées de population (INSEE) et de la BD ALTI de l'IGN, et enfin de Basias (BRGM).

de superficie de terrain autorisée. 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 sont des variables instrumentales utilisées pour contrôler l'endogénéité de la construction dans les modèles économétriques, elles sont présentées dans l'encadré 3 sur la stratégie empirique.

2.1 Encadré 1: Les données EPTB et Sit@del2 du SDES

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 2006–2015 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. Nous utilisons un géoréférencement issu de Sit@del2 qui a été 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 et de traitement automatisé des données élémentaires sur le logement et les locaux (Sit@del2) contient l'ensemble des permis de construire traités par les centres instructeurs. Nous retenons uniquement les permis relatifs au résidentiel. Les informations sur les mises en chantier et les achèvements de travaux étant transmises à l'initiative des pétitionnaires, elles se révèlent moins fiables et ne sont pas utilisées ici. Nous utilisons les données en date réelle qui 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.

3 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 uni-dimensionnelle de ce que nous décrivons comme la qualité des terrains. Les préférences des ménages pour cette qualité sont une deuxième dimension d'hétérogénéité. L'appariement entre ces deux dimensions du marché de la terre constructible s'effectue au travers d'un modèle d'affectation stylisé, dans la continuité de Landvoigt et al. (2014). Nous reprenons le principe de l'affectation pour l'appliquer à la construction, ce qui est nouveau dans cette littérature principalement focalisée sur le parc des logements existants.

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

comme suit (nous notons U'_x la dérivée partielle de U par rapport à x) :

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

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

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

Face à cette demande de foncier constructible et de sa qualité, une condition nécessaire pour la construction est l'obtention d'un permis. Nous supposons que l'obtention du permis s'effectue en simultané avec l'achat du terrain pour une proportion $\rho \in [0, 1]$ des ménages. À l'équilibre, l'égalisation de l'offre et la demande donne la distribution de la construction entre les différentes localisations au travers de la fonction $G(\theta) = \rho F(\chi)$ qui correspond à la quantité de terrains effectivement construits présentant une qualité inférieure à θ . La fonction F est la fonction cumulative correspondant à la distribution des préférences des ménages. Cette condition d'équilibre décrit une affectation des ménages et des terrains de manière à ce qu'à chaque qualité de terrains corresponde un type de ménage. Notons par ailleurs que la fonction $g(\theta)$, la dérivée de $G(\theta)$, ne s'intègre pas à l'unité car tous les terrains ne sont pas construits à l'équilibre. Étant donné notre focus sur la demande et notre stratégie empirique, nous considérons cette distribution 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. Cela nous permet d'écrire la fonction d'affectation (3) comme suit :

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

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

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

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

ce qui nous permet de déduire certains mécanismes 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 :

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

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. Ces considérations théoriques nous apportent deux enseignements majeurs pour la partie empirique de notre travail. 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 and Puga, 2015). L'équation de demande inverse présente des

interactions entre la quantité et la qualité de la construction. D'autre part, le modèle théorique et l'encadré 2 présentent la construction comme exogène. Ce n'est clairement pas le cas dans la réalité et la fonction de demande inverse ne peut pas être directement estimée sur données contextuelles. La construction et le dépôt de permis dépendent des stratégies des constructeurs et des disponibilités foncières, avec une tendance à se localiser dans les zones recherchées, donc chères, indépendamment de l'offre. Ce problème de simultanéité inhérent à toute analyse d'un équilibre de marché sur données contextuelles est contrôlé par l'utilisation de variables instrumentales qui provoquent des variations de la construction indépendantes des prix du foncier. Elles sont présentées plus en détails dans la section suivante, et dans l'encadré 3 en particulier.

3.1 Encadré 2: Simulation d'un modèle d'affectation paramétré

Dans la lignée du modèle Alonso-Mills-Muth séminal en économie urbaine, nous supposons que la qualité θ des terrains est la distance d au centre ville dans une aire urbaine de rayon \bar{x} . Pour des raisons analytiques (croissance de la fonction d'affectation) nous raisonnons la localisation des terrains à partir de $x \equiv \bar{x} - d$, la distance à la frontière de l'aire urbaine. Le centre ville habituellement localisé à $d = 0$ est ici localisé à $x = \bar{x}$. Pour favoriser l'intuition, les graphiques de la **Figure 3** admettent la distance au centre ville $x - \bar{x}$ en abscisses afin de faire apparaître les gradients de prix négatifs habituels en économie urbaine.

La répartition des terrains existants n'est pas fondamentale car nous comparons des scénarios alternatifs de la construction, qui est par ailleurs toujours considérée comme exogène. De même, comme nous raisonnons à construction totale identique, nous fixons la part des permis de construire délivrés ρ à 1, son effet sur les prix est étudié dans le texte principal. Le but de cet encadré est de préciser le rôle des différentes distributions de l'hétérogénéité. Considérons trois distributions d'équilibre de la construction (trois scénarios) que nous notons 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 partie (a) de la **Figure 3** représente la distribution de la construction dans ces trois scénarios en fonction de la distance au centre de l'aire urbaine.

Les ménages sont supposés avoir une utilité logarithmique, exclusivement retirée de la consommation du bien composite c dont le prix est normalisé à 1. Comme dans le modèle plus général du texte, ils consomment une quantité fixe de terrain. L'hétérogénéité des préférences est modélisée par des coûts unitaires τ de déplacement pour se rendre au centre ville. La distribution des τ est

supposée uniforme de masse 1 sur $[0, \bar{\tau}]$, et ainsi $f(\tau) = 1/\bar{\tau}$. Cette hétérogénéité en termes de coût de déplacement correspond à des coûts d'opportunité différents du temps passé dans les transports. Les ménages vont maximiser l'utilité retirée de la consommation hors terrain et hors déplacements sous la contrainte budgétaire $R \geq p(x) + \tau(\bar{x} - x) + c$. R est le revenu disponible et $p(x)$ est le prix du terrain. La contrainte est saturée puis substituée dans l'utilité pour obtenir le programme :

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

Chaque ménage est supposé effectuer son choix de localisation de manière optimale afin d'avoir $p'(x) = \tau$. 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 à la distribution 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 partie (b) de la **Figure 3**. 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 partie (b) de la **Figure 3** 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 .

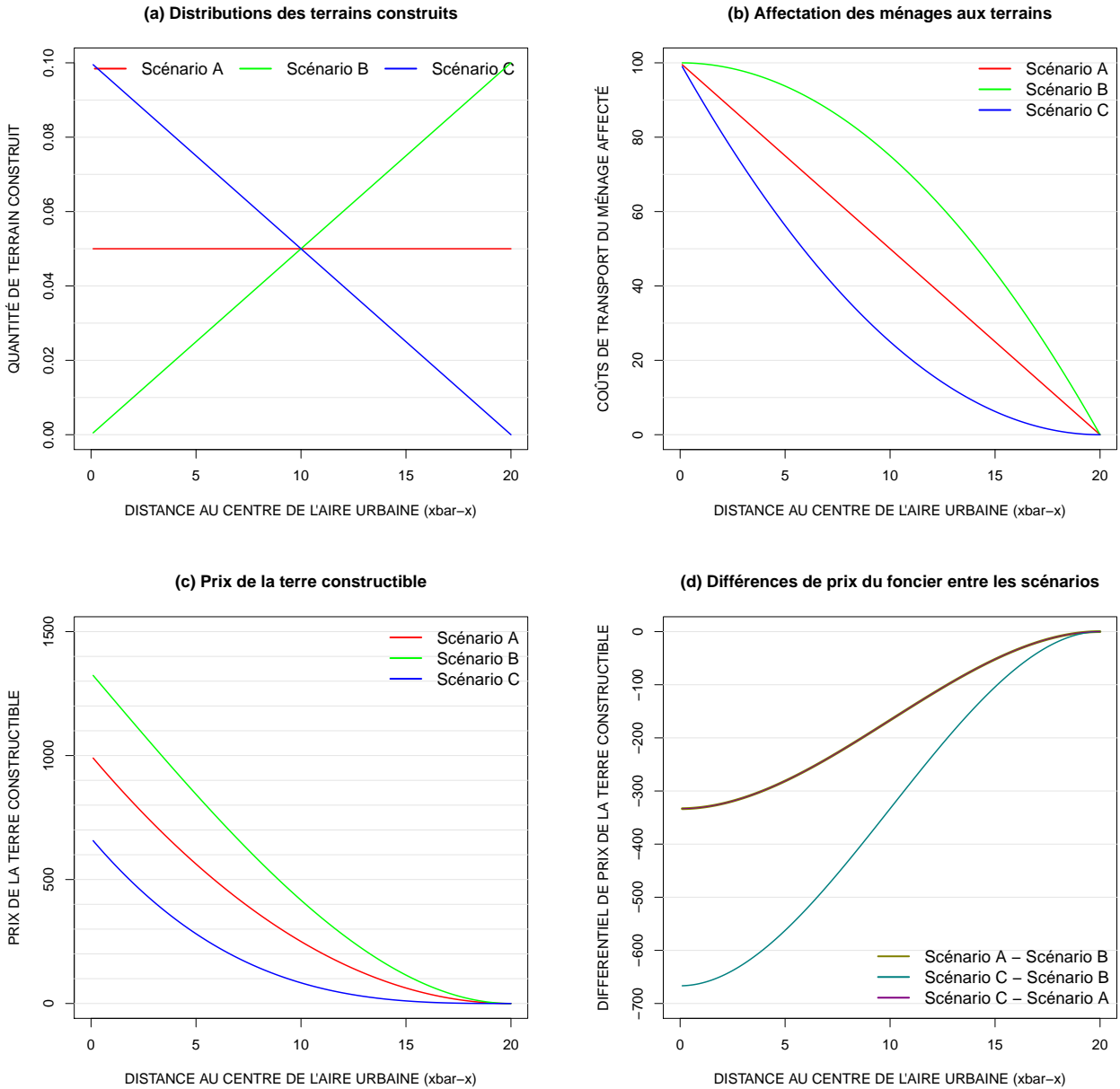
La condition d'optimalité des choix des ménages $p'(x) = \tau$ implique que la dérivée du prix d'équilibre par rapport à la distance est donnée par la fonction d'affectation. La relation entre le prix

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, convexes comme cela est présenté dans la partie (c) de la **Figure 3** pour $k_A = k_B = k_C = 0$ (sans perte de généralité). 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, nous obtenons que la rareté relative de la construction proche du centre ville dans le scénario B conduit à des prix supérieurs. Par contre, les trois scénarios de construction ont des effets identiques à la frontière de l'aire urbaine. Cela est dû au fait qu'ils correspondent à une même quantité totale de construction. La partie (d) de la **Figure 3** 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.

Figure 3: **Scénarios pour la construction, affectation des ménages et prix des terrains.**



Lecture : 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 pour les trois scénarios. Les effets différenciés de la construction apparaissent sur l'efficacité de l'affectation dans la partie (b), et sur la structure des prix des terrains dans les parties (c) et (d). Nous avons posé $\bar{x} = 20$, $\bar{\tau} = 100$ et $k_A = k_B = k_C = 0$ pour simuler les équilibres. Notons que dans la partie (d) de la Figure, les deux courbes supérieures se superposent car les distributions sont symétriques.

4 Modèle empirique

Conformément aux éléments théoriques précédents, nous estimons l’effet de la construction sur le prix des terrains constructibles sous l’angle des ménages qui effectuent leurs 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} , à la localisation $\theta_{c(i)}$ et à la construction $\hat{q}_{c(i)}$ sont spécifiées en logarithme afin que les coefficients β puissent être interprétés comme des élasticités. Ces élasticités sont définies conditionnellement à un vecteur de caractéristiques des terrains noté W_{it} , à des indicatrices annuelles η_t qui contrôlent les effets macro-économiques conjoncturels (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. 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, nous mesurons la construction en termes de nombre de logements construits, de surfaces de plancher construites et de superficies de terrain construites. Ces variables sur la construction sont issues de Sit@del2 pour la période 1974–2014, complétées par les superficies artificialisées sur la période 2006–2015 selon le Cerema. 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 and Pischke, 2008). Dans l’ensemble de nos estimations, nous corrigeons les erreurs standards en groupant (*cluster*) les résidus estimés à l’échelle $c(i)$ des communes. Nous mesurons la qualité de la localisation par la densité de population en 1990 (en tant que proxy de l’accessibilité aux emplois et aux services). Nous avons effectué des tests de robustesse en utilisant des distances-temps comme mesure de la localisation sans que nos résultats changent, ces estimations sont disponibles sur demande.

La qualité des terrains $\theta_{c(i)}$ entre en interaction avec les mesures de la construction $\hat{q}_{c(i)}$ dans l’équation de demande inverse. Cela nous permet de tester simplement les propriétés du modèle théorique reportées dans les équations (5). Ainsi, la décroissance de l’élasticité-prix avec la qualité des terrains correspond à la restriction $\beta_3 < 0$. La croissance des prix avec la qualité correspond

à la restriction $\beta_1/\beta_3 > \hat{q}_{c(i)}$ pour $\beta_3 < 0$. La négativité de l'élasticité de la demande se teste sur la base de 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 les variables présentées dans l'encadré 3 comme instruments. Nous utilisons des caractéristiques pédologiques et topographiques, une mesure exogène du coût d'opportunité agricole et la présence d'anciens sites industriels. La validité de ces instruments provient du fait qu'ils impactent 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. La Table 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 contrôles 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 and 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.

4.1 Encadré 3: Les variables instrumentales pour la construction

Nous utilisons quatre variables instrumentales qui sont supposées influencer la construction sans être liées au prix des terrains. Nous disposons ainsi de plus d'instruments que de variables explicatives endogènes à instrumenter, les modèles sont suridentifiés. Cela nous 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. Cela se produit en particulier 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 de la Table 1 dans le texte.

L'aléa retrait-gonflement des argiles (RGA). L'aléa RGA est une caractéristique des sols qui impacte 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

Table 2: Statistiques de Fisher et de Student sur les variables instrumentales.

	Variable dépendante ($N = 23\,308$)			
	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***

Champ : France métropolitaine.

Sources : SDES, IGN, INSEE, INRA, Cerema, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : Le tableau reporte les F de Fisher et les t de Student pour 12 régressions, correspondantes à 4 mesures de la construction modélisées chacune sans effets fixes spatiaux, avec des effets fixes par aires urbaines et des effets fixes par zones 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 sur la rente agricole d'opportunité (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 3000 communes ont des valeurs nulles simultanément sur les trois variables.

de manière endogène dans les zones où les prix sont hauts. La cartographie de l'aléa RGA est produite par le BRGM et est disponible en ligne (<http://www.georisques.gouv.fr/dossiers/alea-retrait-gonflement-des-argiles>). L'aléa fort concerne 2% de la France métropolitaine (soit 10 600 km²), l'aléa moyen 15% (soit 83 800 km²), l'aléa faible 44% (soit 241 300 km²). Les zones *a priori* non argileuses couvrent 39% de la France métropolitaine (soit 212 800 km²). Nous utilisons la part de la superficie communale en aléa RGA moyen ou fort pour instrumenter la construction. À notre connaissance, cet instrument est original dans la littérature. Étant donné son impact sur les coûts de construction et d'assurance, nous nous attendons à un effet négatif en première étape de l'instrumentation.

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 par des effets sur les coûts alors que ses origines naturelles

en font un instrument potentiel. La distribution des pentes à l'échelle nationale est calculée en utilisant la BD ALTI, disponible à une résolution de 75 mètres sur le site internet de l'IGN (<http://professionnels.ign.fr/bdalti>). Nous couplons la distribution des pentes 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 pour renforcer le pouvoir de la topographie pour l'identification est utilisée par Saiz (2010). L'idée d'utiliser la pente pour expliquer la construction est également présente dans Burchfield et al. (2006) et Hilber and Vermeulen (2016), où elle est mesurée comme la différence entre l'altitude maximale et l'altitude minimal des unités spatiales faute de meilleures données disponibles. Nous attendons un effet négatif de cette variable en première étape.

Le produit brut standard agricole exogène (AGRI). Par la concurrence pour l'usage du sol et des effets de coût d'opportunité, une agriculture économiquement forte est un frein à la construction. Par contre, cet effet est circulaire car la présence de construction à proximité influence significativement l'activité agricole (Cavailhès et al., 2011a). Il s'agit de construire une variable qui représente la valeur agricole des terrains indépendamment des effets du prix du foncier sur la période de l'EPTB (1995–2014). La spécialisation agricole en 1988 au niveau des cantons selon les 11 orientations technico-économiques principales (OTEX, selon le recensement agricole du SSP) est basée sur des considérations historiques *a priori* indépendantes des marchés fonciers des années récentes. Tel n'est pas le cas des évolutions locales du chiffre d'affaire agricole, mesuré par le produit standard. En conséquence, nous estimons des taux de croissance locaux en multipliant la spécialisation de 1988 par les taux de croissance nationaux des mêmes OTEX sur la période 1989–2014 (selon le réseau d'information comptable agricole du SSP). En notant ℓ_{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 , notre instrument s'écrit :

$$\widehat{AGRI}_j = \sum_s \ell_{js}^{88} \cdot \Delta g_s \quad (7)$$

La littérature attribue à Bartik (1991) l'origine de l'utilisation des tels instruments (caractérisés de *shift and share* par Baum-Snow and 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 variables qui pourrait être corrélée avec ces dynamiques). Ce type d'instrument a été extensivement utilisé dans la littérature (voir en particulier Saiz, 2010; Hilber and Vermeulen, 2016; Combes et al., 2016a) mais pour les marchés locaux du travail (des variations de demande) et non pour les marchés fonciers (des variations de l'offre). Nous attendons un effet négatif de cet instrument 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 font cesser l'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) disponible en ligne

<http://www.georisques.gouv.fr/dossiers/inventaire-historique-des-sites-industriels-et-activites-en-serv> /. 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 nous avons d'un côté la libération de foncier qui devrait avoir un effet positif sur la construction et d'un autre côté les externalités qui devraient avoir un effet négatif. Nous considérons que la présence d'un effet positif sur la première étape constitue la preuve que les effets d'externalités sont relativement moins importants.

5 Résultats

Les équations de demande inverse qui permettent d'estimer les élasticités-prix issues 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 **Table 4**, **5**, et **6**. Les résultats sur les superficies autorisées à la construction sont reportés dans la **Table 10** en Annexe. 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. Les instruments utilisés varient selon les modèles, mais avec une certaine régularité. Nous utilisons systématiquement deux variables instrumentales par modèle. 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 exogénéisé. Ces instruments sont forts pour l'ensemble des spécifications, ils se révèlent valides au sens du Sargan lorsque la construction est mesurée par le nombre de logements sans interaction (modèle (1) de la **Table 4**). 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%. 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 en Annexe, [Table 10](#)). Pour les modèles qui utilisent les superficies artificialisées du Cerema avec effets fixes spatiaux ([Table 6](#)), les instruments utilisés sont les habitants en pente et le nombre d’anciens sites industriels. Ces instruments sont forts au sens du 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 tables 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 et ouvre la porte à des analyses supplémentaires que nous laissons pour de futures recherches.

Les effets des variables de contrôle sont relativement stables entre les spécifications. La superficie du terrain présente une élasticité d’environ -0.9 sur les modèles sans effets fixes spatiaux et d’environ -0.7 sur les autres. Les élasticités de la densité sont plus hétérogènes entre les spécifications mais sont dans tous les cas négatives (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 fixes aux aires urbaines et d’environ 0.35% dans les modèles avec effets fixes aux 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 monotone décroissant 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 dans les modèles avec effets fixes spatiaux, 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, alors que cet effet est divisé par deux avec l’inclusion d’effets fixes spatiaux. Un 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

Table 3: Équations de demande inverse en nombre de logements.

	Variable dépendante: Log du prix par ha des terrains, estimation par doubles moindres carrés					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Surface 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)
Densité Pop. (log)	0.434*** (0.040)	0.703*** (0.038)	0.621*** (0.087)	0.638*** (0.045)	0.337*** (0.071)	0.364*** (0.052)
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 Intermed. (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 Intermed. (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)
Logements Construits (log)	−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 × Densité (log)		−0.043*** (0.004)		−0.043*** (0.003)		−0.045*** (0.003)
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
Residual Std. Error	0.685	0.578	0.607	0.418	0.460	0.411

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Sources : SOeS, IGN, INSEE, Cerema, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : Des variables indicatrices sur l'année d'achat du terrain et sur les 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 2 dans le texte 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. La **Table 8** en Annexe 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 and 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 auto-corrélation 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*) à la commune.

interactions (notés (1), (3) et (5) dans chacun des tableaux) sont toutes significatives et négatives, ce qui est en accord avec notre objectif d'estimer des effets de demande et avec les éléments théoriques. Toutes choses égales par ailleurs, augmenter la construction produit une diminution du

Table 4: Équations de demande inverse en surfaces de plancher.

	Variable dépendante: Log du prix par ha des terrains, estimation par doubles moindres carrés					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Surface 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)
Densité Pop. (log)	0.426*** (0.038)	0.908*** (0.054)	0.746*** (0.132)	0.763*** (0.057)	0.356*** (0.082)	0.388*** (0.057)
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 Intermed. (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 Intermed. (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)
Surfaces de Plancher (log)	−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 × Densité (log)		−0.044*** (0.004)		−0.044*** (0.003)		−0.046*** (0.003)
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
Residual Std. Error	0.682	0.578	0.702	0.418	0.473	0.411

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Sources : SOeS, IGN, INSEE, Cerema, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : Des variables indicatrices sur l'année d'achat du terrain et sur les 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 2 dans le texte 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. La Table 9 en Annexe 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 Ficher (F COND., Sanderson and 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 auto-corrélation 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*) à la commune.

prix du foncier constructible. Les élasticités estimées admettent toutefois une forte hétérogénéité entre les spécifications, et sont distribuées entre −0.191 pour l'effet du nombre de logements autorisés estimé avec des effets fixes par zones d'emploi (modèle (5) de la Table 4) et −0.743 pour

Table 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)
Surface 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)
Densité Pop. (log)	0.318*** (0.018)	1.204*** (0.087)	0.331*** (0.020)	0.297*** (0.013)	0.317*** (0.022)	0.278*** (0.014)
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 Intermed. (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 Intermed. (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)
Superficies artificialisées (log)	−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 × Densité (log)		−0.074*** (0.007)		−0.068*** (0.005)		−0.071*** (0.005)
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
Residual Std. Error	0.670	0.578	0.544	0.418	0.527	0.410

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Sources : SOeS, IGN, INSEE, Cerema, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : Des variables indicatrices sur l'année d'achat du terrain et sur les 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 2 dans le texte présente les instruments, *RGA* pour le retrait-gonflement de l'argile, *AGRI* pour le coût d'opportunité agricole exogène, *INDUS* pour le nombre d'anciens sites industriels 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. La Table 10 en Annexe 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 and 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 auto-corrélation 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*) à la commune.

l'effet des surfaces de plancher autorisées à la construction avec des effets fixes aux grandes aires urbaines (modèle (3) de la Table 5). 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 présente des effets supérieurs (en niveaux) sur le prix des terrains, relativement au nombre de logements et aux superficies de terrain autorisées pour la construction. 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 . Les valeurs de ces élasticités sont proches des élasticités obtenues sur la construction de surfaces habitables, mis-à-part pour le modèle (3) de la **Table 5** 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 indique que la construction est un levier qui permet de diminuer le prix du foncier constructible, cette valeur est cependant significativement inférieure en valeur absolue à 0.5 , ce qui indique que ce levier n'est que moyennement efficace. Les **Table 8, 9, 10, 12** en Annexe présentent les élasticités estimées par les modèles qui ne prennent pas en compte l'endogénéité de la construction. Il apparaît que ces modèles MCO présentent un effet positif de la construction sur le prix des terrains à bâtir (qu'elle que soit la mesure de la construction et présence ou non d'effets fixes spatiaux). Ce résultat s'explique par la localisation de la construction par des effets d'offre sur les terrains où la valeur construite est la plus forte (Geniaux et al., 2015). Notre stratégie d'identification contrôle ces effets pour présenter 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 Annexe présentent les premières étapes des instrumentations. Notons que, 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 chacune des **Table 4, 5, 6 et 10**, les colonnes (2), (4) et (6) présentent les coefficients de l'interaction entre la construction et 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 va également dans le sens 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 plus forts en valeurs absolues sur les prix dans les zones de fortes densités. Pour la construction mesurée en nombre de logements et en surfaces de plancher, 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 s'élèvent aux alentours de -0.075 . Cela indique qu'une

Table 6: **Tableau récapitulatif des élasticités de la demande en terre constructible.**

<i>Mesure de la construction</i>	<i>Densité de population communale en 1990 (hab/km²)</i>				
	<i>D1</i> 26.5	<i>Q1</i> 44.3	<i>Q2</i> 85.2	<i>Q3</i> 178.2	<i>D9</i> 387.1
Nombre de logements (source: Sit@del2)	-0.241 [-0.28; -0.2]	-0.263 [-0.31; -0.22]	-0.291 [-0.33; -0.25]	-0.323 [-0.37; -0.28]	-0.356 [-0.4; -0.31]
Surfaces de plancher (source: Sit@del2)	-0.503 [-0.55; -0.46]	-0.525 [-0.57; -0.48]	-0.553 [-0.6; -0.51]	-0.585 [-0.63; -0.54]	-0.618 [-0.67; -0.57]
Superficies artificialisées (source: Cerema)	-0.152 [-0.23; -0.08]	-0.175 [-0.25; -0.1]	-0.204 [-0.28; -0.13]	-0.237 [-0.31; -0.16]	-0.272 [-0.35; -0.2]
Superficies de terrain (source: Sit@del2)	-0.237 [-0.28; -0.19]	-0.26 [-0.3; -0.22]	-0.288 [-0.33; -0.24]	-0.32 [-0.36; -0.28]	-0.354 [-0.4; -0.31]

Champ : France métropolitaine.

Sources : SDES, IGN, INSEE, INRA, Cerema, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : Les modèles utilisés pour calculer les élasticités incluent des effets fixes pour les zones d'emploi, ce sont les colonnes (6) des [Table 3](#), [4](#), [5](#), et [9](#). 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.

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. La [Table 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 résultat). Les valeurs médianes (*Q2*) sont très proches des élasticités obtenues dans les modèles sans interactions. 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 plus de 10 points supérieure dans des communes du neuvième décile de densité (380 hab/km²) par rapport à celles du premier décile (25 hab/km²).

6 Conclusion

Dans un contexte de hausse importante du prix du foncier et des coûts de construction de logements neufs, nous montrons que la délivrance de permis de construire a eu des effets négatifs significatifs sur le prix des terrains. Cela signifie que la demande issue des ménages est élastique, bien que les valeurs que nous estimons soient relativement faibles. Elles sont en moyenne inférieures à 0.5 (en valeurs absolues). Ces faibles valeurs estimées sont toutefois variables selon le type de construction et la localisation de la construction. D'une part, la construction de surfaces de plancher a un effet plus fort sur les prix que l'augmentation du nombre de logement ou de surfaces artificialisées. D'autre part, pour un nombre de logement, de surfaces de plancher ou de superficies de terrain donné, une

localisation appropriée peut permettre de produire des effets plus importants sur le prix des terrains. Ces résultats sont à mettre en perspective avec les préférences des ménages. L'augmentation de la surface de plancher disponible apparaît ainsi comme une qualité de la construction valorisée par les ménages, qui a un rôle 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 oeuvre un choc d'offre efficace.

Favoriser une localisation avantageuse de la construction devrait permettre de réduire plus fortement le poids du foncier dans les coûts de construction de logements neufs. En revanche, les politiques foncières (en termes de zonages ou d'infrastructures) ou les stratégies des propriétaires de foncier constructible peuvent avoir des effets sur la localisation et les caractéristiques de la construction qui doivent être intégrés dans la prise de décision. La délivrance de permis de construire n'est par ailleurs pas le seul outil réglementaire à la disposition des politiques publiques. L'effet des documents d'urbanisme qui contraignent l'usage du sol ou des limites de densité pour la construction sur les prix du foncier devraient également faire l'objet d'une évaluation économique. Nos résultats produisent néanmoins une explication complémentaire aux faibles corrélations observées entre la construction et le prix des terrains ou des logements, 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 a un impact déterminant sur les modes constructifs, et devrait permettre de mieux comprendre l'impact de la construction sur les prix du foncier.

L'estimation d'un effet négatif de la construction sur le prix des terrains n'assure pas qu'elle soit nécessairement source d'augmentation de bien-être dans la population. Ces effets vertueux sur le prix de la terre constructible sont faibles en ordre de grandeur et doivent être comparés avec les coûts cachés et les externalités (positives et négatives) de la construction. Sachant la proximité aux emplois et services valorisée par les ménages, et les logements existants en général mieux localisés que les terrains libres, nos résultats sur la construction doivent être comparés avec les effets de la reconstruction, de la démolition, de la rénovation ou de la mobilisation des logements vacants sur les prix. Ces derniers ne sont que partiellement pris en compte dans la présente analyse, seulement pour la reconstruction qui fait l'objet d'un permis de construire. La question de l'importance d'un jardin ou d'espaces ouverts dans les préférences des ménages se pose également, pour savoir si les ménages arbitrent réellement entre la construction de nouveaux logements et le parc des logements existants. Si tel n'était pas le cas, 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 pistes de recherche intéressantes pourraient être d'intégrer les effets de la construction sur la valeur du parc des logements existants, et d'intégrer plus explicitement les contraintes liées aux disponibilités foncières.

References

- Angrist, J. D. and J.-S. Pischke** (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Ay, J.-S.** (2011). Hétérogénéité de la terre et rareté économique. Ph.D. thesis, INRA Dijon et Université de Bourgogne.
- Bartik, T. J.** (1991). *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?*. W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Baum-Snow, N. and F. Ferreira** (2015). Causal inference in urban and regional economics. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Ed: Gilles Duranton, J. Vernon Henderson and William C. Strange. Chapter 1, volume 5: 3–68.
- Bonnet, O., P.-H. Bono, G. Chapelle and Étienne Wasmer** (2015). Réflexions sur le logement, la hausse des prix de l'immobilier et les inégalités en réponse à l'ouvrage de Thomas Piketty, le capital au XXI^e siècle. *Revue d'Économie Politique* 125: 317–346.
- Burchfield, M., H. G. Overman, D. Puga and M. A. Turner** (2006). Causes of sprawl: A portrait from space. *Quarterly Journal of Economics* 121: 587–633.
- Béchet, B., Y. Le Bissonnais and A. Ruas** (2017). Sols artificialisés et processus d'artificialisation des sols, Déterminants, impacts et leviers d'action. Tech. rep., Expertise collective de l'Institut National de la Recherche Agronomique, 609 pages.
- Bénard, V.** (2007). *Logement : crise publique, remèdes privés*. Éditions Romillat.
- Caldera, A. and Å. Johansson** (2013). The price responsiveness of housing supply in OECD countries. *Journal of Housing Economics* 22: 231–249.
- Cavailhès, J., M. Hilal and P. Wavresky** (2011a). L'influence urbaine sur le prix des terres agricoles et ses conséquences pour l'agriculture. *Economie et statistique* 444: 99–125.
- Cavailhès, J., A. Mesrine and C. Rouquette** (2011b). Le foncier agricole: Une ressource sous tensions. *Économie et statistique* 444: 3–18.

- Chapelle, G.** (2017). Land and the housing market : three essays on the role of land and its implications for public policies. Ph.D. thesis, Institut d'études politiques de Paris.
- Charmes, E.** (2007). Le malthusianisme foncier. *Etudes foncières* 125: 12–16.
- Combes, P.-P., G. Duranton and L. Gobillon** (2016a). The costs of agglomeration: House and land prices in French cities. *CEPR Discussion Paper* : 58p.
- Combes, P.-P., G. Duranton and L. Gobillon** (2016b). The production function for housing: Evidence from France. *CEPR Discussion Paper* : 46p.
- Comby, J.** (2015). Le logement malade du foncier. *La revue foncière* : 24–27.
- Cornuel, D.** (2017). *Marché du logement et aides publiques*. Éditions l'Harmattan.
- DiPasquale, D.** (1999). Why don't we know more about housing supply? *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 18: 9–23.
- Duranton, G. and D. Puga** (2015). Urban land use. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Ed: Gilles Duranton, J. Vernon Henderson and William C. Strange. Chapter 8, volume 5: 467–560.
- Epple, D., B. Gordon and H. Sieg** (2010). A new approach to estimating the production function for housing. *American Economic Review* 100: 905–924.
- Geniaux, G., C. Napoléone and B. Leroux** (2015). Les effets prix de l'offre foncière. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine* : 273–320.
- Grieson, R. E. and J. R. White** (1981). The effects of zoning on structure and land markets. *Journal of Urban Economics* 10: 271–285.
- Gyourko, J., R. Molloy et al.** (2015). Regulation and housing supply. *Handbook of Regional and Urban Economics*, Ed: Gilles Duranton, J. Vernon Henderson and William C. Strange. Chapter 19, volume 5: 1289–1337.
- Hilber, C. A. and W. Vermeulen** (2016). The impact of supply constraints on house prices in England. *Economic Journal* 126: 358–405.
- Knoll, K., M. Schularick and T. Steger** (2017). No price like home: Global house prices, 1870–2012. *American Economic Review* 107: 331–353.
- Kuminoff, N. V., V. K. Smith and C. Timmins** (2013). The new economics of equilibrium sorting and policy evaluation using housing markets. *Journal of Economic Literature* 51: 1007–1062.

- Landvoigt, T., M. Piazzesi and M. Schneider** (2014). Housing assignment with restrictions: Theory and evidence from Stanford university's campus. *American Economic Review* 104: 67–72.
- Lecat, G.** (2006). Analyse économique de la planification urbaine. Ph.D. thesis, 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* : 365–394.
- Quigley, J. M. and L. A. Rosenthal** (2005). The effects of land use regulation on the price of housing: What do we know? What can we learn? *Cityscape* : 69–137.
- Saiz, A.** (2010). The geographic determinants of housing supply. *Quarterly Journal of Economics* 125.
- Sanderson, E. and F. Windmeijer** (2016). A weak instrument F-test in linear IV models with multiple endogenous variables. *Journal of Econometrics* 190: 212–221.
- Sattinger, M.** (1993). Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of Economic Literature* 31: 831–880.
- Turner, M. A., A. Haughwout and W. Van Der Klaauw** (2014). Land use regulation and welfare. *Econometrica* 82: 1341–1403.
- 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)* : 84p.

7 Annexes

Table 7: Statistiques descriptives pour les variables discrètes EPTB.

Variable	Valeur	Fréquence	Pourcentage	Cumulé
Année d'achat du terrain	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	1520	0.5	1.7
	2006	5060	1.8	3.5
	2007	31287	11.2	14.7
	2008	29742	10.7	25.4
	2009	22360	8.0	33.4
	2010	32178	11.5	44.9
	2011	40852	14.6	59.5
	2012	45738	16.4	75.9
	2013	37576	13.5	89.4
	2014	27172	9.7	99.1
	2015	2481	0.9	100.0
Terrain viabilisé	Non	105239	37.7	37.7
	Oui	173992	62.3	100.0
Intermédiaire lors de l'achat	Non renseigné	6439	2.3	2.3
	Agence	66264	23.7	26.0
	Constructeur	46294	16.6	42.6
	Autre	49608	17.8	60.4
	Aucun	110626	39.6	100.0
Catégorie socioprofessionnelle	Agriculteur	2481	0.9	0.9
	Artisan	18111	6.5	7.4
	Cadre	52224	18.7	26.1
	Intermédiaire	27430	9.8	35.9
	Employé	124106	44.5	80.4
	Ouvrier	36291	13.0	93.4
	Retraité	18588	6.7	100.0
Âge au dépôt du permis de construire	<30	75542	27.1	27.1
	30-39	107629	38.5	65.6
	40-49	49352	17.7	83.3
	50-59	27610	9.9	93.2
	>60	19098	6.8	100.0

Champ : France Métropolitaine.

Source : EPTB (SDES).

Table 8: Régressions additionnelles sur les logements autorisés.

	Variables dépendantes :					
	Prix au m2 des terrains à bâtir (en log)			Nombre de logements construits (en log)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Surface Terrain (log)	-0.825*** (0.006)	-0.648*** (0.004)	-0.648*** (0.004)	-0.232*** (0.011)	-0.166*** (0.008)	-0.166*** (0.008)
Densité Pop. (log)	0.124*** (0.006)	0.087*** (0.005)	0.087*** (0.005)	0.663*** (0.012)	0.782*** (0.011)	0.782*** (0.011)
Terrain Viabilisé (0-1)	0.132*** (0.004)	0.163*** (0.003)	0.163*** (0.003)	0.116*** (0.009)	0.052*** (0.006)	0.052*** (0.006)
Agence (0-1)	0.184*** (0.008)	0.085*** (0.006)	0.085*** (0.006)	0.113*** (0.013)	0.047*** (0.010)	0.047*** (0.010)
Constructeur (0-1)	0.047*** (0.009)	0.024*** (0.006)	0.024*** (0.006)	-0.029** (0.013)	-0.016 (0.010)	-0.016 (0.010)
Autre Intermed. (0-1)	0.016** (0.008)	0.026*** (0.006)	0.026*** (0.006)	-0.039*** (0.012)	0.009 (0.009)	0.009 (0.009)
Aucun Intermed. (0-1)	-0.033*** (0.008)	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.040*** (0.011)	-0.024*** (0.009)	-0.024*** (0.009)
Retrait-gonflement des argiles (%)				-0.002*** (0.0003)	-0.002*** (0.0005)	-0.002*** (0.0005)
Coût d'opportunité agricole (euro)				-0.00001*** (0.00000)		
Part des habitants en pente (%)					-0.220*** (0.050)	-0.220*** (0.050)
Logements construits (log)	0.154*** (0.006)	0.136*** (0.005)	0.136*** (0.005)			
Constant	7.405*** (0.083)			5.547*** (0.139)		
EFFETS FIXES		AU	ZE		AU	ZE
Observations	279,231	279,231	279,231	279,215	279,215	279,215
Adjusted R ²	0.604	0.791	0.791	0.517	0.713	0.713
Residual Std. Error	0.566	0.412	0.412	0.837	0.645	0.645

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Source : SDES, Sit@del2, EPTB, IGN, traitement des auteurs.

Lecture : Le tableau contient les régressions MCO des équations de demande inverse (colonnes (1), (2) et (3)) et les premières étapes des équations de demande instrumentées de la [Table 3](#) dans le texte.

Table 9: Régressions additionnelles sur les surfaces de plancher autorisées.

	Variables dépendantes :					
	Prix au m2 des terrains à bâtir (en log)			Surfaces de plancher construites (en log)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Surface Terrain (log)	-0.825*** (0.006)	-0.648*** (0.004)	-0.648*** (0.004)	-0.219*** (0.011)	-0.145*** (0.007)	-0.145*** (0.007)
Densité Pop. (log)	0.119*** (0.006)	0.074*** (0.005)	0.074*** (0.005)	0.640*** (0.011)	0.751*** (0.010)	0.751*** (0.010)
Terrain Viabilisé (0-1)	0.130*** (0.004)	0.161*** (0.003)	0.161*** (0.003)	0.120*** (0.008)	0.057*** (0.006)	0.057*** (0.006)
Agence (0-1)	0.184*** (0.008)	0.083*** (0.006)	0.083*** (0.006)	0.106*** (0.013)	0.049*** (0.010)	0.049*** (0.010)
Constructeur (0-1)	0.049*** (0.009)	0.025*** (0.006)	0.025*** (0.006)	-0.032** (0.013)	-0.015 (0.010)	-0.015 (0.010)
Autre Intermed. (0-1)	0.014* (0.008)	0.024*** (0.006)	0.024*** (0.006)	-0.022* (0.011)	0.016* (0.009)	0.016* (0.009)
Aucun Intermed. (0-1)	-0.035*** (0.008)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.029*** (0.011)	-0.019** (0.008)	-0.019** (0.008)
Retrait-gonflement des argiles (%)				-0.002*** (0.0003)	-0.002*** (0.0004)	-0.002*** (0.0004)
Coût d'opportunité agricole (euro)				-0.00001*** (0.00000)		
Part des habitants en pente (%)					-0.224*** (0.048)	-0.224*** (0.048)
Surfaces habitables (log)	0.167*** (0.006)	0.160*** (0.005)	0.160*** (0.005)			
Constant	6.568*** (0.098)			10.164*** (0.130)		
EFFETS FIXES		AU	ZE		AU	ZE
Observations	279,231	279,231	279,231	279,215	279,215	279,215
Adjusted R ²	0.606	0.794	0.794	0.510	0.702	0.702
Residual Std. Error	0.565	0.409	0.409	0.810	0.632	0.632

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Source : SDES, Sit@del2, EPTB, IGN, traitements des auteurs.

Lecture : Le tableau contient les régressions MCO des équations de demande inverse (colonnes (1), (2) et (3)) et les premières étapes des équations de demande instrumentées de la [Table 4](#) dans le texte.

Table 10: **Régressions additionnelles sur les superficies artificialisées.**

	Variables dépendantes :					
	Prix au m2 des terrains à bâtir (en log)			Superficies artificialisées (en log)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Surface Terrain (log)	−0.860*** (0.006)	−0.665*** (0.004)	−0.665*** (0.004)	−0.044*** (0.014)	−0.087*** (0.010)	−0.087*** (0.010)
Densité Pop. (log)	0.219*** (0.006)	0.174*** (0.004)	0.174*** (0.004)	0.292*** (0.013)	0.369*** (0.013)	0.369*** (0.013)
Terrain Viabilisé (0-1)	0.143*** (0.005)	0.164*** (0.003)	0.164*** (0.003)	0.225*** (0.010)	0.137*** (0.008)	0.137*** (0.008)
Agence (0-1)	0.201*** (0.009)	0.091*** (0.006)	0.091*** (0.006)	0.011 (0.016)	−0.012 (0.013)	−0.012 (0.013)
Constructeur (0-1)	0.041*** (0.009)	0.021*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.006 (0.017)	0.017 (0.014)	0.017 (0.014)
Autre Intermed. (0-1)	0.011 (0.008)	0.026*** (0.006)	0.026*** (0.006)	−0.029** (0.014)	0.009 (0.012)	0.009 (0.012)
Aucun Intermed. (0-1)	−0.037*** (0.008)	−0.002 (0.006)	−0.002 (0.006)	−0.074*** (0.014)	−0.054*** (0.011)	−0.054*** (0.011)
Retrait-gonflement des argiles (%)				−0.002*** (0.0004)		
Coût d'opportunité agricole (euro)				−0.00001*** (0.00000)		
Nombre d'anciens sites industriels					0.167*** (0.020)	0.167*** (0.020)
Part des habitants en pente (%)					−0.506*** (0.068)	−0.506*** (0.068)
Superficies parcellaires (log)	0.032*** (0.005)	0.048*** (0.004)	0.048*** (0.004)			
Constant	7.886*** (0.094)			11.078*** (0.156)		
EFFETS FIXES		AU	ZE		AU	ZE
Observations	279,215	279,215	279,215	279,215	279,215	279,215
Adjusted R ²	0.585	0.784	0.784	0.189	0.435	0.435
Residual Std. Error	0.580	0.419	0.419	1.040	0.868	0.868

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.*Source* : SDES, Sit@del2, EPTB, IGN, traitement des auteurs.*Lecture* : Le tableau contient les régressions MCO des équations de demande inverse (colonnes (1), (2) et (3)) et les premières étapes des équations de demande instrumentées de la [Table 5](#) dans le texte.

Table 11: 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)
Surface 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)
Densité Pop. (log)	0.307*** (0.016)	1.378*** (0.111)	0.573*** (0.111)	0.604*** (0.043)	0.334*** (0.069)	0.388*** (0.045)
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 Intermed. (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 Intermed. (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)
Superficies constructibles (log)	−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 × Densité (log)		−0.079*** (0.008)		−0.080*** (0.006)		−0.084*** (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
Residual Std. Error	0.650	0.579	0.807	0.418	0.512	0.411

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Source : SDES, IGN, INSEE, INRA, BRGM, SSP, traitement des auteurs.

Lecture : Des variables indicatrices sur l'année d'achat du terrain et sur les 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 2 dans le texte 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 habitants 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. La Table 12 en Annexe 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 and 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 auto-corrélation 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*) à la commune.

Table 12: Régressions additionnelles sur les superficies de terrain autorisées.

	Variables dépendantes :					
	Prix au m2 des terrains à bâtir (en log)			Superficies terrains construites (en log)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Surface Terrain (log)	−0.863*** (0.006)	−0.665*** (0.004)	−0.656*** (0.004)	0.012 (0.012)	−0.051*** (0.007)	−0.051*** (0.007)
Densité Pop. (log)	0.203*** (0.006)	0.154*** (0.004)	0.143*** (0.004)	0.297*** (0.012)	0.409*** (0.010)	0.409*** (0.010)
Terrain Viabilisé (0-1)	0.142*** (0.004)	0.168*** (0.003)	0.175*** (0.003)	0.104*** (0.009)	0.028*** (0.006)	0.028*** (0.006)
Agence (0-1)	0.194*** (0.008)	0.086*** (0.006)	0.081*** (0.006)	0.097*** (0.014)	0.045*** (0.010)	0.045*** (0.010)
Constructeur (0-1)	0.043*** (0.009)	0.024*** (0.006)	0.026*** (0.006)	−0.017 (0.014)	−0.014 (0.010)	−0.014 (0.010)
Autre Intermed. (0-1)	0.014* (0.008)	0.026*** (0.006)	0.029*** (0.006)	−0.051*** (0.013)	0.004 (0.009)	0.004 (0.009)
Aucun Intermed. (0-1)	−0.037*** (0.008)	−0.003 (0.006)	−0.0002 (0.006)	−0.032*** (0.012)	−0.017** (0.009)	−0.017** (0.009)
Retrait-gonflement des argiles (%)				−0.0004 (0.0003)	−0.001 (0.0004)	−0.001 (0.0004)
Coût d'opportunité agricole (euro)				−0.00001*** (0.00000)		
Part des habitants en pente (%)					−0.245*** (0.052)	−0.245*** (0.052)
Superficies constructibles (log)	0.081*** (0.006)	0.094*** (0.005)	0.107*** (0.005)			
Constant	7.226*** (0.106)			12.643*** (0.136)		
EFFETS FIXES		AU	ZE		AU	ZE
Observations	279,215	279,215	279,215	279,215	279,215	279,215
Adjusted R ²	0.590	0.786	0.795	0.191	0.571	0.571
Residual Std. Error	0.576	0.416	0.407	0.917	0.667	0.667

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Champ : France métropolitaine.

Source : SDES, Sit@del2, EPTB, IGN, traitement des auteurs.

Lecture : Le tableau contient les régressions MCO des équations de demande inverse (colonnes (1), (2) et (3)) et les premières étapes des équations de demande instrumentées de la [Table 11](#) en Annexe.