

Les effets prix de l'offre foncière

Ghislain GENIAUX¹

INRA Ecodéveloppement UR R767

geniaux@avignon.inra.fr

Claude NAPOLEONE

INRA Ecodéveloppement UR R767

claude.napoleone@avignon.inra.fr

Bertand LEROUX

CETE Méditerranée/DAT/AUHE/PT

Bertrand.Leroux@developpement-durable.gouv.fr

Mots clef : Approche hédonique spatiale, Evaluation contrefactuelle des effets des zonages, Offre foncière, Prix fonciers, Zonage d'urbanisme

Classification JEL : R31, R52,

Résumé

La politique d'urbanisme fait-elle croître les prix fonciers par raréfaction de l'offre de foncier constructible ? Pour répondre à cette question, nous proposons une évaluation des relations entre l'offre foncière et les prix fonciers sur 358 communes d'une région française. Nous proposons une méthode géomatique de mesure de l'Offre Foncière Nette qui s'appuie sur la nouvelle génération de données spatiales issues du cadastre, de la propriété foncière et des zonages d'urbanisme. Pour estimer les effets prix de l'offre foncière, nous utilisons deux méthodes d'évaluation économétrique alternatives: une approche hédonique à partir de modèles économétriques spatiaux et une approche causale à partir d'expériences quasi-naturelles. Nous montrons que dans les deux cas la relation est positive, c'est-à-dire que ce sont les communes avec les offres foncières les plus importantes, ou ayant le plus cru, qui voient les prix fonciers augmenter. Les résultats conduisent à montrer que le déséquilibre offre/demande en matière de foncier est tel en région Provence-Alpes-Côte d'Azur que des politiques municipales visant à accroître simplement les offres foncières par l'ouverture de zonage constructible de façon non coordonnée avec les autres communes conduit à l'inverse de l'objectif affiché de réduction des tensions foncières et de baisse des prix.

¹ Auteur correspondant.

Introduction

Dans les périodes de forte croissance des prix immobiliers, l'accession au sol pour l'agriculture périurbaine ou au logement pour les ménages les moins aisés devient difficile car les prix du foncier s'alignent sur les enchères les plus élevées. La question de l'intervention publique, par le zonage, sur la dynamique des marchés fonciers et immobiliers se pose alors avec une acuité nouvelle. La réponse la plus souvent apportée sur l'opportunité et la nature d'une intervention publique sur les marchés fonciers, découle d'une transposition, que nous qualifierons de rapide, des relations théoriques entre offre et demande : la croissance observée des prix émane d'un déséquilibre offre/demande et les interventions souhaitables doivent se limiter à libérer l'offre. Cette "libération" de l'offre destinée à permettre aux marchés fonciers de retrouver des prix d'équilibre implique donc l'assouplissement des contraintes d'urbanisme et l'ouverture de nouvelles zones à la construction (POLLAKOWSKY, WACHTER, 1990 ; MALPEZZI, 1996 ; GLAESER, GYOURKO, 2006 ; SAIZ, 2010b ; IHLANFELDT, 2007 ; CHESHIRE, SHEPPARD, 1989). Cette relation ne nous semble pas toujours résister à l'observation empirique. L'objet de cet article est d'analyser plus finement la relation existant effectivement, sur une région française, entre l'offre foncière au sein des communes et prix des terrains constructibles sur ces mêmes communes.

Pourquoi zoner les usages du sol au sein de documents d'urbanisme ? Dans un marché non régulé, le nombre de logements offerts sera déterminé par l'égalité du prix au coût marginal de la construction. Or, les prix des logements n'intègrent pas les effets externes que la construction peut avoir sur le reste de la société ; externalités négatives qui ne sont donc pas intégrées aux coûts marginaux que considèrent les producteurs de logements. Dans cette situation de marché, l'offre est plus importante, mais génère des désutilités et des reports de charges sur la collectivité ; par exemple, la congestion aux abords des villes ou le coût des réseaux viaires pour les collectivités locales. Les politiques de zonage sont donc justifiées par la recherche d'un gain de bien-être social comparativement à l'équilibre de marché. D'un point de vue théorique, on peut identifier trois types d'effets économiques liés à une baisse de l'offre foncière, via une politique zonale restrictive :

- des effets de rareté (offre) : les zonages d'exclusion et le contrôle des densités génèrent une réduction de l'offre foncière susceptible de conduire, par la loi de l'offre et la demande, à des hausses de prix. La raréfaction de l'offre s'accompagne également d'une augmentation des coûts de transaction qui renforce la hausse du prix des logements. C'est en grande partie sur cet effet direct que se concentre la littérature anglo-saxonne.
- Des effets d'aménités : les politiques zonales restrictives ont une incidence positive au titre des aménités environnementales qui accroissent le bien-être social (OHLS et al 1974). C'est la principale justification affichée de l'usage de zonage d'exclusion. La meilleure spatialisation des usages du sol et l'assurance de ne pas avoir dans le futur de nuisances majeures à proximité sont capitalisées dans les prix. En revanche, les politiques zonales restrictives peuvent avoir également un effet négatif dès lors qu'elles réduisent la mise à disposition des services urbains liés à la densité (ALONSO, 1964; MUTH, 1969; BÜTTLER, 1981).
- Des effets de demande : l'accroissement des aménités environnementales ou urbaines peut avoir un effet direct d'augmentation de la demande externe (GRIESON, WHITE, 1981 ; POGODZINSKI, SASS, 1990) ou indirect via la baisse de l'offre des communes voisines qui se reporte sur la demande des communes où l'offre n'est pas contrainte (POLLAKOWSKY, WACHTER, 1990).

La plupart des effets mentionnés conduisent à une hausse de prix. Les propriétaires de logements existants ou de terrains déjà constructibles ont donc un intérêt à promouvoir les zonages qui augmentent le prix des logements par l'amélioration de la qualité de l'environnement ou par un effet de restriction de l'offre. Il s'agit, pour de nombreux auteurs, d'une des raisons principales des fermetures de zones à l'urbanisation (REF). L'effet est inverse pour les propriétaires de terrains que les zonages rendent durablement inconstructibles (MUTH et WETZLER 1976, POGODZINSKI, SASS 1989). Conjointement, de nombreux travaux dans le domaine de l'urbanisme pointent l'influence des derniers propriétaires arrivants sur les politiques d'urbanisme des communes (CHARMES 2007, BENARD 2007). Ce « malthusianisme réglementaire » autour des agglomérations, en diminuant les possibilités de construire, tend à développer « l'entre-soi » et d'entretenir « l'étalement urbain » et la « relégation sociale » en grande périphérie des primo-accédants à faible revenu.

Cependant, ces effets peuvent jouer dans des sens opposés et il reste difficile à partir des modèles théoriques de l'économie néo-classique de tirer des conclusions générales sur la relation entre offre foncière et prix; c'est encore plus vrai pour la relation entre offre foncière et bien-être social (POGODZINSKI, SASS, 1990). Leur appréciation demande une évaluation empirique de chacun des effets (JAEGER, PLATINGA, 2007). Or, la littérature empirique, détaillée dans la section suivante, souffre d'un problème d'accès à la donnée fine aussi bien sur les descripteurs des aménités environnementales que sur les descripteurs des politiques d'urbanisme, et particulièrement sur l'offre foncière très complexe à mesurer (HILBER, VERMEULEN, 2009 ; BRAMLEY, 2002 ; BRAMLEY, WATKINS, 1996).

Pour un professionnel ou un particulier souhaitant construire, l'offre foncière disponible résulte d'analyses de la constructibilité des terrains, de la faisabilité de l'opération et de la négociabilité du terrain. La constructibilité d'un terrain dépend de ses caractéristiques physiques (topographie, terrain nu ou faiblement bâti, qualité du sol, ...), de son contexte viaire (desserte, voirie, réseaux...) et enfin du cumul des règles sur la base desquelles sont instruites les autorisations à bâtir (zonages d'urbanisme, règles de prospect, risque, servitudes...). La difficulté réside donc, à la fois dans l'accès à la donnée et dans l'évaluation de la contrainte effective de règles foisonnantes. La faisabilité de l'opération intègre quant à elle une évaluation ex ante des risques et des perspectives de revente pour un promoteur. Elle dépend des coûts d'achat et éventuellement de remise en l'état du terrain (sols pollués par exemple), mais aussi des délais (délais rallongés par des contentieux, fouilles archéologiques) qui peuvent générer des coûts rédhibitoires. Enfin, un foncier est réellement disponible s'il peut être effectivement acquis : les parcelles litigieuses ou les successions vacantes (ou sans propriétaire connu) sont dans les faits inconstructibles à court terme. Ainsi, de par la difficulté à appréhender spatialement l'offre effectivement mobilisable, de nombreux travaux développent des mesures indirectes de l'offre foncière en s'appuyant sur 3 types d'approximations :

- des mesures de l'offre ex post de logements ou de mise en construction de logement comme PACIORECK (2011) dans différentes configurations de régulation approximées par des indicateurs synthétisant l'effort de contrôle de l'étalement urbain (WU, CHO, 2007).
- La présence/absence de certains types de zonages (ZABEL, DALTON, 2012; LECAT, 2006; McMILLEN, McDONALD, 1993).
- Des mesures de l'offre foncière à partir d'une définition strictement physique des contraintes (SAIZ, 2010a; ROSE, 1989) comme l'absence de construction existante, de surface en eau et la pente moyenne.

Il nous a donc semblé important de mener pour le cas français une analyse statistique de la relation existant entre des mesures fines de l'offre foncière et les prix de marché des terrains constructibles. Dans cette perspective, nous proposons différentes mesures directes de l'offre foncière s'appuyant à la fois sur les contraintes physiques et les contraintes légales à travers une analyse géomatique de l'ensemble des zonages limitant la constructibilité. Ces mesures fines sont désormais possibles avec la nouvelle génération de données spatiales sur le cadastre, la propriété foncière et les zonages d'urbanisme. Ces données ont été utilisées dans deux modélisations statistiques alternatives de l'effet de l'offre foncière sur les prix fonciers, dans 358 communes d'une région française (Provence Alpes Côte d'Azur) : une approche hédonique à partir de modèles économétriques spatiaux et une approche causale à partir d'expériences quasi-naturelles. Nous montrons que les communes qui ont le mieux contrôlé leurs documents d'urbanisme sont celles qui ont vu leurs prix fonciers contenus.

Après une revue de la littérature empirique sur les relations entre offre foncière et prix, et la description de nos données, nous présenterons la méthodologie qui nous a permis de mesurer l'offre foncière nette et d'en évaluer les effets sur les prix fonciers. Nous présentons ensuite les résultats qui infirment l'effet négatif de la croissance de l'offre foncière sur les prix. Nous en concluons que le déséquilibre offre/demande en matière de foncier et de logement est tel en Provence que des politiques municipales visant simplement à accroître l'offre foncière par l'ouverture de zonage constructible de façon non coordonnée avec les autres communes conduit à l'inverse de l'objectif affiché de réduction des tensions foncières et de baisse des prix.

2 Littérature sur les effets prix de l'offre foncière

2.1. Une littérature abondante, mais centrée sur le cas non régulé

De nombreux travaux ont montré que les rigidités introduites sur l'offre de logement conduisent à augmenter leurs prix (GLAESER et al., 2005; QUIGLEY, RAPHAEL, 2005; MALPEZZI, 1996; CHESHIRE, SHEPPARD, 1989; HILBER, VERMEULEN, 2009) dans différents contextes réglementaires (principalement États-Unis, au Royaume-Uni et en Asie) ; qu'elles s'expriment à travers des zonages d'exclusion d'usage ou des règles de densité de construction. QUIGLEY et ROSENTHAL (2005) proposent une revue internationale des évaluations empiriques de la relation entre offre de logement et prix.

Une partie de cette littérature appuie ses conclusions sur l'analyse de l'élasticité prix de l'offre de logement et non pas sur l'offre foncière elle-même. Largement étudiée depuis MUTH (1960), elle indique comment les hausses de prix peuvent -ou pas- permettre une réactivation de l'offre et un retour à l'équilibre. À ce titre, l'élasticité prix est importante aux USA comparativement au Royaume-Uni (MALPEZZI, MACLENNAN, 2001; BRAMLEY, 1993) MALPEZZI et al (1985) estiment que plus la réglementation est forte en termes de zonage et de planification urbaine, plus l'élasticité est faible, voire nulle dans les cas étudiés par Vermeulen, ROUWENDAL (2007) ou TSE (1998) pour le cas de Hong Kong. Dans sa revue de la littérature, SAIZ (2010b) fait le constat d'un déclin continu de l'élasticité prix de l'offre de logement depuis les années 1970 qu'il attribue à trois facteurs : les coûts de construction, la disponibilité foncière et la régulation publique de l'urbanisme. GLAESER et al (2006) montrent au contraire que l'effet des variations du coût de construction a peu joué dans l'évolution des prix et l'élasticité de l'offre. Au final, les analyses convergent pour considérer que plus un

système est restrictif, plus l'élasticité prix est faible (VERMEULEN, ROUWENDAL, 2007; TSE, 1998).

À défaut de données sur l'offre foncière réelle, des auteurs considèrent la présence/absence de certains zonages et étudient leur effet prix. L'adoption d'un zonage public de régulation de l'urbanisation (*comprehensive zoning* dans les pays anglo-saxons, *documents d'urbanisme* en France) a souvent été présentée comme ayant un effet haussier sur les prix immobiliers (CHESHIRE, SHEPPARD (2004); PENG, WHEATON (1994). Par exemple, TSE (2001) à Hong Kong montre un niveau de prix supérieur au sein des zonages, en présupant toutefois que cet effet peut transiter par une croissance des aménités paysagères inhérente à l'organisation de l'urbanisation. Dans un article qui fait référence MCMILLEN, MCDONALD (2002) montre que l'instauration de zonages en 1920 à Chicago a conduit à une hausse importante des prix. Pour la situation française, LECAT (2006) constate également une croissance des prix moyens par comparaison des communes dotées d'un document d'urbanisme à celles qui ne le sont pas. Une autre stratégie consiste à s'appuyer sur des indicateurs agrégés indiquant le poids de la contrainte des règles d'urbanisme sur l'offre de logement (POLLAKOWSKI, WACHTER, 1990; MALPEZZI, 1996; IHLANFELDT, 2007; WU, CHO, 2007b). Plus récemment, GYOURKO et al (2008) et SAIZ (2010b) appuient leurs estimations sur un indicateur agrégé récolté par enquête auprès des décideurs publics en charge de la gestion de l'urbanisme qui vise à synthétiser l'effort de contrôle de l'étalement urbain. Ce type de données n'est pas en mesure de fournir une évaluation de l'offre foncière légalement constructible, mais seulement une approximation sommaire. D'autres auteurs s'appuient sur des données exprimées en nombre de permis de construire GLAESER, WARD (2009); PACIOREK (2011). Ce type de mesure permet une approximation de l'offre foncière sans doute plus fiable. Cependant c'est une mesure ex post des effets de l'offre foncière qui est mesurée en terme de logements construits, souvent sans tenir compte de la donnée sur la surface réelle de l'offre foncière, construite ou pas.

À partir de ce type de proxy de l'offre foncière, il y a donc une relative convergence pour considérer que les règles d'urbanisme exercent un effet haussier sur les prix et minorent conjointement l'élasticité. De fait, il est attendu d'un assouplissement des règles d'urbanisme, soit une baisse des prix soit une augmentation de l'élasticité qui génère une offre de logement plus importante pour un même changement en prix. Toutefois, ces conclusions s'appuient sur des données qui nous semblent éluder certaines caractéristiques du bien foncier ; notamment celles inhérentes à l'hétérogénéité des règles publiques qui varient selon les zones. Elles utilisent par exemple l'offre de logements construits ou estiment les surfaces physiquement constructibles (ROSE, 1989; MALPEZZI, 1996; SAIZ, 2010a), mais elles ne mesurent pas l'offre de foncier disponible, qui résulte tout à la fois d'une dimension physique et d'une dimension réglementaire. Nous n'avons pas pu identifier de travaux qui s'appuient sur des informations fines sur l'ensemble des zonages limitant la constructibilité des parcelles. Certains s'en rapprochent, mais toujours de façon incomplète. SAIZ (2010a) par exemple s'appuie sur un indicateur communal (ou d'agglomération) de l'offre foncière basé essentiellement sur les contraintes physiques limitant la constructibilité (pente forte ou zones déjà bâties). Il montre que les communes avec moins de terrains physiquement constructibles affichent des prix immobiliers plus importants et, conjointement, des politiques d'urbanisme plus restrictives sur la consommation de l'espace. Cette analyse pointe explicitement le problème de l'endogénéité des zonages et le rôle que la disponibilité physique de foncier peut y jouer. D'autres travaux visent à mieux prendre en compte les aspects réglementaires en utilisant des données géographiques sur les zonages, mais limitent leur analyse à certains types de zonages par exemple les travaux à l'échelle parcellaire d'IRWIN (IRWIN, 2002; IRWIN et al., 2003), ou plus récemment celui de ZABEL et DALTON (2012). Ces travaux empiriques disposant

d'informations fines sur l'offre foncière et les prix tendent à montrer que les effets d'une politique d'urbanisme sont un ensemble complexe d'influences contradictoires (d'effets "aménités" positifs à des effets "restrictions" négatifs ; JAEGER, PLANTINGA, 2007) dont l'expression sur les prix dépend du contexte de marché (PHILLIPS, GOODSTEIN, 2007). Ainsi GROUT et al (2011), montrent qu'en ce qui concerne l'Oregon et l'état de Washington, il n'existe pas de différence observable sur les valeurs immobilières, entre les localités ayant adopté une politique de contrôle de la croissance urbaine et celles n'en ayant pas adopté.

On notera enfin deux aspects qui limitent la portée des résultats empiriques issus de la littérature anglo-saxonne, tout au moins la transposition méthodologique au contexte français, et remettent en question la relation négative entre offre foncière et prix. En premier lieu, beaucoup de travaux visent à comparer des situations de zonage à des situations non régulées. Or, l'absence totale de régulation publique est rare. Plutôt qu'une analyse fondée sur l'absence ou l'existence d'un document de régulation ou de zonages interdisant la constructibilité, le référent pertinent de comparaison est plutôt la différence entre niveaux d'intensité des zonages (MCMILLEN, McDONALD, 2002). L'existence d'un document d'urbanisme est devenue la norme en France. Au 1er janvier 2012, 63,7% des 36 683 communes de France disposent d'un document d'urbanisme opposable (POS, PLU ou carte communale, soit 64,2% de la France en superficie, 94,4% de la population municipale 2009 ; source : SuDocUH, METL). Contrairement à la situation d'autres pays où l'action zonale est moins généralisée et synonyme de régulation, associer l'existence d'un document d'urbanisme à une volonté de restriction de l'offre est, dans le cas français, erroné. En effet, l'absence de document d'urbanisme n'implique pas l'absence de régulation, mais l'application d'une norme générique restrictive : « le règlement national d'urbanisme ». En outre, le pouvoir de délivrer des permis de construire par les communes était conditionné par la réalisation au préalable d'un Plan d'Occupation des Sols (actuellement Plan local d'Urbanisme). Aussi, historiquement, dans les années 80, les POS se sont développés avant tout pour permettre l'urbanisation et non pour le contraindre (LEROUX 2010). C'est donc seulement au niveau de la nature des zonages, ainsi que du degré et du cumul des contraintes correspondantes que peut s'apprécier la volonté de réguler l'offre foncière.

Par ailleurs, l'efficacité de la régulation publique de l'offre foncière (à travers les documents d'urbanisme) dépend des jeux d'anticipation sur les marchés foncier et immobilier (GENIAUX et al., 2011; GENIAUX, NAPOLEONE, 2005). Les signaux répétés des politiques d'urbanisme en faveur de l'urbanisation entretiennent chez les propriétaires de terrains non constructibles des anticipations de changements de vocation des zonages, qui peuvent s'avérer autoréalisatrices lorsque l'augmentation de prix qui en résulte conduit à exclure certains usages (notamment l'agriculture), bien avant le changement effectif de vocation des sols. Les exemples hollandais ou allemand montrent que la segmentation entre les marchés fonciers urbains et agricoles et le maintien de prix bas pour certains usages dépendent de la rigidité de la règle d'urbanisme. Autrement dit, l'ouverture de nouvelles zones constructibles peut conduire localement à des effets haussiers à court et moyen terme car les propriétaires anticipent des hausses des prix fonciers (GENIAUX et al., 2011) et non des situations d'excès d'offre. En outre, les travaux en économie urbaine ont largement démontré que la relation entre prix foncier et densité urbaine était positive, toutes choses égales par ailleurs (BRUECKNER et al., 1999). On peut estimer à partir des données PERVAL que sur la période de 2000 à 2006, un habitant de plus par km² en France conduit à une augmentation de 4 centimes d'euros du mètre carré constructible (voir annexe 1) : on peut donc s'attendre à ce que les variations de l'offre foncière ne conduisent qu'à des ajustements de prix de court terme dès lors que la démographie attendue reste croissante ou inégalement répartie dans l'espace.

2.2. Pourquoi si peu de travaux sur l'offre foncière ?

Les travaux statistiques visant à mesurer directement les effets de l'offre foncière sont rares. S'il est admis en France que les marchés fonciers et immobiliers sont relativement opaques², les difficultés à mesurer l'offre foncière de manière fine sont en revanche moins bien connues. Elles tiennent principalement au fait que les données sont multiples, complexes et commencent seulement à être accessibles. L'existence même de ces données est récente et leur accès fortement encadré ou limité (voir encadré 1)

Encadré 1 :

Le cadastre graphique, sa « matrice cadastrale » et les zonages d'urbanisme constituent la matière première de l'évaluation de l'offre foncière.

Au milieu des années 90, la direction générale des impôts a initié un programme national de numérisation des 600 000 feuilles du plan cadastral. La numérisation est aujourd'hui achevée et disponible sur internet depuis 2007. En revanche, la vectorisation qui permet d'appliquer des fonctions géographiques aux 100 millions de parcelles du cadastre est toujours en cours (au 1er janvier 2011, 77% des parcelles étaient vectorisées en PACA)

La « matrice cadastrale » (ou « fichiers fonciers ») qui permet de connaître la propriété et les caractéristiques des biens existe depuis les années 50. Son accès est limitée à quelques organismes publics sur leur territoire de compétence et doit faire l'objet d'une déclaration auprès de la CNIL. Complexe, peu documenté, longtemps cantonné à des tâches d'instruction des droits de sol, ce n'est que très récemment que cette donnée est utilisée pour des travaux statistiques (Cf. GENIAUX 2009). La région PACA est à ce jour la seule région mutualisant l'acquisition, la mise à disposition et la diffusion de ces données (www.crige-paca.org)

L'élaboration des couches graphiques des zonages d'urbanisme reste au bon vouloir des plus de 23000 communes disposant d'un document d'urbanisme. La précision et la qualité de la donnée, les zonages employés diffèrent grandement d'une commune à l'autre. La possibilité d'analyser l'offre foncière sur de grands territoires est donc subordonnée à un travail préalable lourd dit de recollement, de calage et d'harmonisation des plans d'urbanisme.

L'analyse de l'offre foncière implique de recueillir et mettre en équivalence des données disparates multiples, produites par des organismes compétents sur des espaces différents. Là où pour le logement, il suffit d'une simple observation des constructions et/ou des mises en vente de terrains constructibles sur lesquels des systèmes d'observation statistique existent déjà, l'analyse de l'offre foncière demande de traiter et croiser des données spatiales fines. Pour coller au plus près de l'instruction des permis de construire, l'offre foncière s'évalue à

² Trois sources existent, chacune ayant ses faiblesses : les données saisies par les notaires, traitées et vendues par la société PERVAL dont l'échantillon est parfois critiqué, les données issues des promesses de vente (la SAFER pour les zones rurales ou périurbaines et les collectivités locales pour le Droit de Préemption Urbain), récupérés par les titulaires des droits de préemption mais pas toujours structurés et agrégés et intégrant potentiellement des transactions qui n'iront pas à terme et enfin les données constituées par l'administration des finances, dont l'accès est très restreints, disponibles depuis seulement un an à certaines collectivités sur leur territoire de compétence et sans réel recul.

l'unité foncière constructible : un regroupement de parcelles contiguës appartenant à un même groupe de propriétaires assujetties aux mêmes règles de construction corrigées des contraintes physiques. Ces données ne sont pas toujours disponibles ou à des échelles de saisies différentes. La possibilité d'analyser l'offre foncière sur de grands territoires est donc subordonné à un travail préalable lourd dit de recollement, d'harmonisation et de calage des couches graphiques sur les parcelles : reprenant les contraintes physiques (pentes, couverts, infrastructures, équipements), les contraintes réglementaires (zonages d'urbanisme, zonages environnementaux et risques, ... et règles d'urbanisme associées), les emprises des bâtis existants (voire leurs caractéristiques : nombre d'étages et de logements associés à chaque emprise au sol). En outre, la donnée réglementaire brute collectée se limite le plus souvent au zonage et ne rend compte que partiellement de la constructibilité : servitudes existantes, volume constructible (coefficient d'occupation/d'emprise au sol, hauteur, règles de recul, d'alignement...)

En revanche, si les travaux académiques manquent, il existe quelques travaux empiriques visant à expertiser localement le gisement foncier constructible (par exemple : Communauté Urbaine de Nantes, St Briec Agglomération, Nîmes Métropole, Grand Narbonne...). Menées dans une perspective opérationnelle d'acquisition de terrain par une commune ou une intercommunalité, ces études sont inadaptées pour mesurer les effets de l'offre foncière sur les prix. Elles sont initiées par quelques collectivités volontaires sur leur territoire de compétence, souvent en décalage avec les zones de marché. De par leur objet, elles sont souvent confidentielles, ciblent certains types de fonciers et se désintéressent de l'évolution de l'offre foncière dans le temps. Quoique très aboutis sur la connaissance de la constructibilité, de la faisabilité et de la mutabilité des terrains repérés, ce qu'elles gagnent en précision elles le perdent le plus souvent en exhaustivité. Ces travaux montrent le caractère novateur d'une analyse de l'offre foncière nette à une échelle régionale et ont permis de conforter et discuter la méthodologie mise en place (voir 3.1)

3 Données et zone d'étude

3.1. Sources

La région Provence Alpes Côte d'Azur regroupe près de cinq millions d'habitants sur une superficie de 31 443 km² ; trois habitants sur quatre vivent sur 10% du territoire. Elle connaît l'un des taux de croissance démographique parmi les plus forts du pays. Sa morphologie est marquée par un littoral regroupant les principales villes (Marseille, Nice, Toulon) et un arrière-pays montagneux et rural (la frange sud du massif alpin). Sur cette aire d'étude, nous avons construit un SIG historique (données spatiales longitudinales) sur l'urbanisation et les zonages publics à l'échelle du parcellaire cadastral pour 478 communes pour lesquelles on dispose à la fois des cadastres numérisés et des POS/PLU numérisés³ (1,8 million d'habitants, 2,8 Millions de parcelles numérisées). La Figure 1 cartographie les différents niveaux de disponibilité des données nécessaires à la construction de l'offre foncière interne et voisine des communes⁴.

³ Le plan d'occupation des sols (POS) et le plan local d'urbanisme (PLU) sont des documents cartographiques rendant compte des zones sur lesquelles repose la planification des usages du sol sur une commune. Les documents promulgués avant le 13 décembre 2000 (Loi Solidarité et Renouvellement Urbain) sont des POS, après cette date ils ont été remplacés par les PLU.

⁴ On peut identifier en rose pale, les communes pour lesquelles on dispose d'un plan d'urbanisme numérisé en 1999 et en 2006, et en rose foncé les communes qui ont deux POS/PLU supposés différents entre les deux dates. On peut également repérer en hachuré les communes pour lesquelles on dispose d'un cadastre numérisé. Il y a quelques communes en rose foncé hachuré qui sont sensées avoir changé de POS/PLU mais où les zonages restent les mêmes, ce qui indique que la version

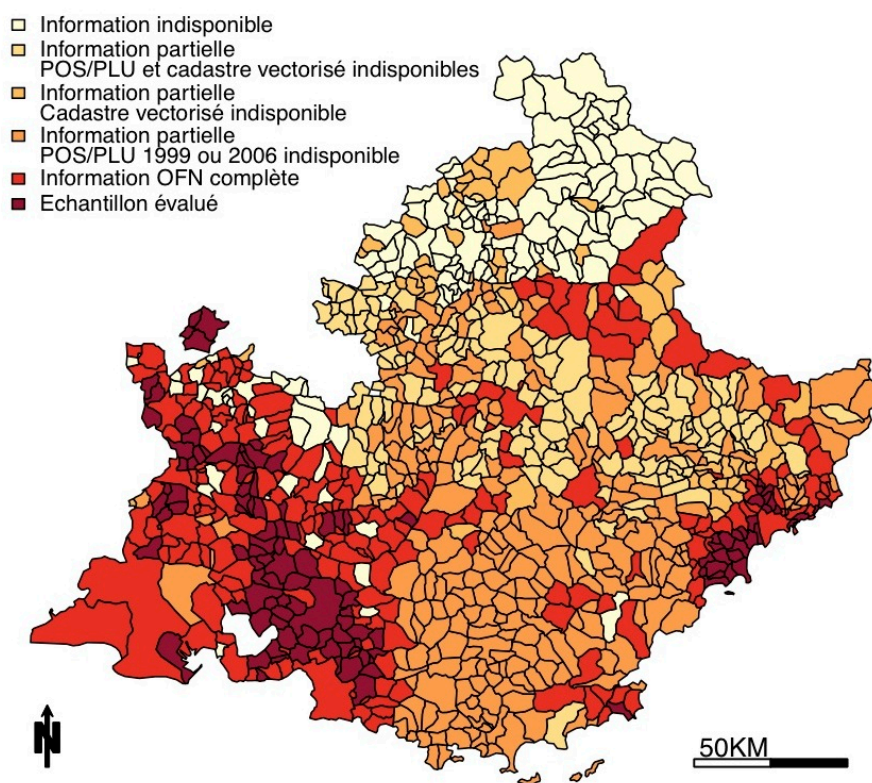


Figure 1 : Cartographie des informations disponibles sur l'offre foncière par commune.

Les données graphiques et littérales du cadastre correspondent aux fichiers fonciers de la Direction Générale des Finances Publiques avec pour date de validité l'année 2005⁵. Les informations sont issues de la matrice littérale des FICHIERS BATIS (FB) et FICHIERS NON BATIS (FNB). Le lecteur trouvera une description plus détaillée de ces fichiers et de leur utilisation potentielle dans le dossier Observation foncière du numéro 139 de la revue Etudes Foncières (GENIAUX et al, 2009) et dans le rapport Données cadastrales et données foncières et immobilières (CERTU/CETE, 2006). Pour chacune des parcelles, nous avons calculé le nombre de logements à usage d'habitation pour les années 1998 et 2005, en nous appuyant sur la date de construction du bâti. Ces données ont été géoréférencées grâce au plan cadastral informatisé (PCI vecteur) qui donne la localisation et les contours des parcelles ou à défaut grâce au localisant des parcelles (un point sur la parcelle issu de BD PARCELLAIRE ®). Ces informations nous permettent de qualifier comme bâti ou non bâti les parcelles à différentes périodes et ainsi d'analyser l'évolution de l'urbanisation dans différents contextes à l'échelle parcellaire (Cf. GENIAUX, NAPOLEONE 2011, pour un autre exemple). Les plans d'urbanisme et les zonages réglementaires sont les POS/PLU numérisés qui sont disponibles pour toutes les communes de notre zone d'étude. On peut y distinguer sept types de zonages dits généralisés⁶ qui permettent d'harmoniser les zonages entre les

2006 des POS/PLU numérisés n'a pas été mise à jour pour ces communes (16 communes essentiellement dans le Var et les Hautes-Alpes) On constate également que l'on a un échantillon qui permet de rendre compte de la dynamique des Bouches du Rhône, du Vaucluse et de la bande littorale des Alpes Maritimes, trois espaces qui concentrent l'urbanisation actuelle. On a toutefois une moins bonne représentativité sur les départements alpins (04 et 05) et faible sur le Var, malgré la disponibilité des POS/PLU aux deux dates ; moins bonne représentativité inhérente à des problèmes de mises à jour des versions numérisées des POS/PLU

⁵ Informations disponibles au 01/01/2006.

⁶ Cette classification en sept classes a été effectuée par les services déconcentrés de l'État (DDE, DRE).

différentes communes en fonction de leur caractère : 1) *GHAB* zone urbaine dense, 2) *GE* zone d'équipement et d'activité, 3) *GNA* zone d'urbanisation future résidentielle, 4) *GNAE* zone d'urbanisation future pour activité, 5) *GNB* zone d'habitat diffus, 6) *GNC* zone agricole, 7) *GND* zone naturelle. Pour les 754 communes, on dispose d'une à deux versions des POS/PLU généralisés en vigueur en 1999 et/ou en 2006. L'ensemble de ces données géographiques nous a été mis à disposition sous convention, via le CRIGE PACA.

Les mutations foncières analysées correspondent aux notifications de terrains non bâtis constructibles enregistrées par la SAFER entre 2001 et 2007, ou par les notaires dans PERVAL pour les années 2000, 2002, 2004 et 2006. L'échantillon de ventes sur lequel des modélisations statistiques ont été mises en œuvre est restreint aux 120 communes sélectionnées (cf. section suivante), aux terrains en zones constructibles et aux ventes où le prix et la surface sont correctement renseignés. Il regroupe 6803 observations de notifications de ventes sur la période sur 120 communes regroupe ventes.

Les données socio-économiques communales proviennent des données de recensements INSEE de 1962 à 1999 et de l'inventaire communal 1998, notamment sur les thématiques de population, logement, emploi, activités, catégories socioprofessionnelles et revenus.

3.2. Échantillonnage et disponibilité des données

Sur les 478 communes de notre zone d'étude, on dénombre 401 communes pour lesquelles on dispose de deux versions des POS/PLU à 2 dates (1999 et 2006). Sur ces 401 communes, 282 affichent des POS/PLU avec des évolutions des zonages, c'est à dire avec des modifications ou des révisions sensibles des POS/PLU. Parmi ces 401 communes, 348 disposent à la fois d'informations sur les POS et de l'ensemble des couches géographique permettant le calcul des offres foncières (cf. Figure 1).

Deux éléments nous ont conduit à restreindre encore les échantillons. En premier lieu la nécessité de disposer d'un nombre suffisant de données sur les mutations foncières nous a amené dans certains calculs à exclure les communes avec moins de 10 ventes pendant la période. Ensuite, lorsqu'on considère la question de l'offre foncière, il est important de considérer les offres foncières des communes contiguës qui participent à la construction de l'offre locale et peuvent interagir fortement avec la construction politique de l'offre foncière d'une commune. L'exclusion des communes sans connaissance de l'offre foncière voisine réduit considérablement l'échantillon final qui passe à 120 communes.

On concentrera donc l'essentiel de nos investigations sur les échantillons de 348 et de 120 communes, majoritairement situées dans les Bouches-du-Rhône, le Vaucluse et le littoral des Alpes-Maritimes. Les communes avec les deux niveaux de gris les plus sombres sur la Figure 1 correspondent aux échantillons sur lesquels des estimations sont effectuées.

4 Méthodologie

4.1. Mesure de l'offre foncière nette

On considère 3 modes de calcul de l'offre foncière. Ces trois modes permettent d'illustrer les sources d'erreurs relatives à l'utilisation d'information incomplète sur l'urbanisation et les zonages.

- On considère comme une **offre foncière physique** *OFFP*, les espaces non bâtis et hors d'emprise d'infrastructure de pente inférieure à 35%.
- On considère comme une **offre foncière brut** *OFFB*, les espaces non bâtis et hors d'emprise d'infrastructure de pente inférieure à 35% situés dans une zone constructible.
- On considère comme une **offre foncière nette** *OFFN*, les espaces situés dans une zone constructible, non bâtis et hors d'emprise d'infrastructure de pente inférieure à 35%, hors d'emprise moyenne des bâtis existant, et disposant d'une surface résiduelle supérieure à un seuil *S_{min}* pour les parcelles partiellement bâties. Dans les zones d'habitation dense, on considère comme emprise moyenne autour des bâtis existants une bande de 4 mètres, dans les autres zones constructibles de 10 mètres et de 20 mètres dans les zones non constructibles. Dans les zones constructibles hormis celles en habitat diffus (*GNB*), la surface résiduelle minimum *S_{min}* pour les unités foncières (ensemble de parcelles contiguës appartenant au même propriétaire) partiellement bâties est de 1000 m², et au moins 2000 m² pour les autres zonages.

On estime *OFFP*, *OFFB* et *OFFN* en 1999 et 2009 en rétropolant les densités à partir de l'information sur les dates de construction de chaque logement à partir de la méthode proposée par GENIAUX et al (2009).

Dans les communes où les zonages POS/PLU ne changent pas entre 1999 et 2006, l'offre foncière se réduit mécaniquement par la construction de nouveaux logements entre les deux dates. Le schéma le plus simple d'évolution des documents d'urbanisme est le classement en constructible de parties de zones naturelles et agricoles, raisonné conformément aux projections démographiques de la commune. Or, dans les communes où les zonages POS/PLU changent, il existe des variations à la hausse comme à la baisse de l'offre foncière en fonction de la nature des modifications de zonages. Tous les cas d'espèce existent, de la commune qui déclassé des zones constructibles pour les rendre à l'agriculture, à celle qui promulgue une zone verte sur des espaces partiellement construits. De fait, pour certaines zones urbanisables déjà bâties devenant inconstructibles, la perte réelle d'offre foncière peut être faible.

Même si la mesure de l'offre foncière nette *OFFN* que l'on propose est largement plus précise que les différentes mesures de l'offre foncière que l'on retrouve dans la littérature économique, elle ne reste encore qu'une approximation de la capacité constructive effective. Premièrement parce qu'il existe des phénomènes de rétention foncière qui font que la capacité constructive effective dépend à la fois de la capacité réglementaire définie dans les documents d'urbanisme par les règles de construction (Coefficient d'Occupation des Sols, hauteurs, règles de gabarit...) et de la durée d'existence du zonage. En effet, à zonage constant, le taux de croissance de la mobilisation du foncier décroît avec le temps et on constate que l'évolution des densités peut être représenté par une fonction concave. Ainsi, lorsqu'un zonage passe de constructible à inconstructible, la perte effective de capacité constructive dépend largement de la situation de la zone concernée sur la courbe d'évolution des densités, elle dépend d'un potentiel qui est de nature dynamique là où les mesures généralement

proposées dans la littérature sont essentiellement statiques. On retiendra que les zones constructibles devenant inconstructibles induisent une perte de capacité constructive d'autant plus faible qu'elles sont anciennes et déjà denses. Ainsi, à défaut de proposer une mesure qui tient compte précisément de la dynamique des densités et de l'évolution des COS (information qui n'est pas disponible dans les POS généralisés), il convient d'estimer séparément le volume de perte d'offre foncière lié à un passage de constructible à inconstructible et le volume de gain d'offre foncière lié à un passage d'inconstructible à constructible, afin de correctement estimer leurs incidences propres sur les prix.

Ainsi pour mieux contrôler ce problème d'évolution potentielle des POS/PLU après 1999, nous avons systématiquement estimé et intégré aux régressions hédoniques, en plus de l'*OFN* globale aux deux dates, la perte d'*OFN* entre les deux dates relative au déclassement de zones constructibles (notée *OFN-*), comme le gain d'*OFN* entre les deux dates relatif au classement de zones constructibles (noté *OFN+*) en considérant les densités rétrolées aux deux dates.

4.2. Évaluer les effets prix

Nous nous sommes fixé comme objectif d'évaluer les effets de l'offre foncière nette de 1999 sur le prix des terrains vendus entre 2001 et 2007. Dans une première approche, on utilise des modèles de régression avec dépendance spatiale et dans une seconde approche on utilise des méthodes non paramétriques d'évaluation d'effet propre (IMBENS et WOOLDRIDGE 2009, FOUGERE 2010). Dans les deux approches proposées, on utilise 4 façons différentes d'identifier les communes avec une offre foncière forte. On note *OFN*₉₉ l'offre foncière nette de la commune, *pOFN*₉₉ la part de surface d'offre foncière nette de la commune et *W*₂*OFN*₉₉ la somme de l'offre foncière nette des communes contiguës, on a :

- GT1 : $OFN_{99} > percentile_{75}(OFN_{99}) \cap W_2OFN_{99} > percentile_{75}(W_2OFN_{99})$
- GT2 : $OFN_{99} > percentile_{90}(OFN_{99})$
- GT3 : $OFN_{99} > percentile_{75}(OFN_{99}) \cap W_2OFN_{99} > percentile_{75}(W_2OFN_{99})$
- GT4 : $OFN_{99} > percentile_{90}(pOFN_{99})$

Ainsi, le GT1 représente le groupe de communes faisant parties à la fois des 25 % de communes avec la plus forte offre foncière en 1999 et des 25 % de communes avec l'offre foncière voisines en 1999 la plus élevée.

4.1.1 Régression hédonique spatiale

Nous utilisons un modèle hédonique spatial incluant les principaux descripteurs internes et externes des biens fonciers vendus de 2003 à 2007. La table 1 décrit les variables *X* candidates dans le modèle (1). On intègre comme variable de description de l'offre foncière, l'offre foncière nette de la commune et l'offre foncière dans un voisinage (commune contiguë). Le fait d'utiliser l'offre foncière des communes voisines implique que cette information soit disponible sur l'ensemble des communes voisines. Ainsi lorsqu'on considère l'offre foncière des communes contiguës, on réduit alors l'échantillon aux 112 communes où l'information sur l'offre foncière est à la fois disponible pour la commune et pour toutes les communes contiguës.

Nous adoptons le modèle SARAR (ANSELIN, 1988) suivant comme modèle de référence :

$$\log(P_i) = \beta_0 + \lambda W_1 \log(P_i) + \beta X_i + \theta XC_i + \alpha_1 OFN_{99} + \alpha_2 W_2 OFN_{99} + u_i \quad (1)$$

$$u_i = \rho W_1 u_i + \varepsilon$$

P_i est le prix du terrain i , X_i est le vecteur des caractéristiques internes et externes (distances au pôle d'emploi, à une zone constructible, population communale, ...) du terrain i , W_1 une matrice de voisinage spatial pour le voisinage proche (100 m à 2 km, ou 1 à 20 plus proches voisins) et W_2 une matrice de voisinage de contiguïté communale. Ainsi $W_2 OFN_{99}$ représente, à un facteur près, la somme des offres foncières nettes des communes contiguës à la commune du terrain i . Si α_1 et α_2 sont de même signe cela permet de statuer sur la relation entre offre foncière nette et prix toutes choses égales par ailleurs. On estimera également le paramètre α_1 lorsqu'on décompose OFN_{99} et $W_2 OFN_{99}$ selon que la commune appartient ou pas à un des 4 groupes GT1 à GT4 définis plus haut. Cela permet de statuer sur l'effet d'une offre foncière nette très importante d'une commune. On propose également une version où l'on considère la part de surface de l'offre foncière communale plutôt que sa surface totale et une version où l'offre OFN_{99} est décomposé en trois parties comme précisé plus haut, en intégrant la part d'offre nouvelle postérieure à 99 et la part d'offre supprimée postérieure à 99 afin de mieux contrôler l'évolution potentielle des POS/PLU entre 1999 et 2007. Ces quatre modèles sont notés $M1$, $M2$, $M3$ et $M4$.

Variable	label	moyenne/freq
n	nombre de ventes	6803
log(surface)	logarithme de la surface cadastrée du terrain	7,542
an2000	Référence : année de vente en 2000	991
an2001	année de vente en 2001	431
an2002	année de vente en 2002	1377
an2003	année de vente en 2003	504
an2004	année de vente en 2004	1248
an2005	année de vente en 2005	604
an2006	année de vente en 2006	1188
an2007	année de vente en 2007	520
distzoneNB	distance minimale en mètre à un zonage d'habitat diffus (GNB)	600,90
distzoneURB	distance minimale en mètre à un zonage urbain dense (GHAB,GNA,GE,GNAE)	206,29
distlit	distance minimale en km au littoral	20,965
terrainloisir	terrain à vocation de loisir	2490
surfacecom	surface de la commune en ha	3656
pop99	population communale sans double compte en 1999	18200
agri68	population communale agricole en 1968	333,8
emptourhab99	nombre communal d'emploi touristique par habitant en 1999	0,0124
evoldens6899	évolution des densités communale urbaines 68-99	2,427
OFN99	Offre Foncière Nette en ha	1001,00
pOFN99	% de surface communale d'Offre Foncière Nette	30,02
$\frac{OFN_{99+}}{OFN_{99}}$	Part de OFN supplémentaire après 1999	0,1703
$\frac{OFN_{99-}}{OFN_{99}}$	Part de OFN en moins après 1999	0,1342
$W_2 OFN_{99}$	Offre Foncière Nette en ha des communes contiguës	879,00

Table 1. Principales variables explicatives retenues dans les différentes modélisations, 1 observation = 1 mutation foncière

Les modèles SARAR sont estimés à partir de la proposition de KELEJIAN, PRUCHA (2010) qui combine une estimation par la méthode des moments généralisés ρ et par variables instrumentales λ , dont PIRAS (2010) propose une implémentation dans le package *sphet* du logiciel R. Pour toutes ces variantes du modèle (1), on propose également en annexe une version par MCO (où λ et ρ sont supposés nuls, modèles notés *M1*, *M2*, *M3* et *M4*) et des tests d'autocorrélation spatiale unidirectionnel et bidirectionnel (ANSELIN et al. 1996) permettant de guider le choix du modèle spatial à privilégier. Nous avons utilisé des matrices de voisinage par rayon, avec des distances de 100 mètres à 2km, et des matrices de k premiers voisins, avec k allant de 1 à 20. Le choix de la matrice de voisinage pour les estimations finales a été effectué en sélectionnant celle qui minimise la somme des carrés des résidus du modèle SARAR, à l'instar des propositions de (GENIAUX 2012, STAKHOVYCH, BIJMOLT, 2009). La grande hétérogénéité des densités d'observation selon les zones conduit à préférer des matrices de k premiers voisins afin d'éviter la présence d'observations sans voisin.

4.1.2 Approche contrefactuelle

On utilise ici une approche causale où l'on compare un groupe dit traité de communes ayant eu une offre foncière élevée avec un groupe de contrôle ayant eu une offre foncière faible. Pour chaque commune ayant au moins 10 transactions durant la période, on estime un indice de prix foncier à partir de la formule $I_c = \sum_{i \in c} \frac{\log(P_i)/\log(S_i)}{n_c}$. Ainsi la variable d'intérêt I_c pour laquelle on désire mesurer des effets propres représente le % moyen d'augmentation du prix pour 1 % de plus de surface.

Les indices de prix fonciers du groupe traité sont alors comparés à leur contrefactuel non traité. Les groupes traités sont définis à partir des groupes GT1 à GT4 présentés plus haut : les groupes non traités ou de contrôle sont définis à partir d'une procédure similaire en choisissant les percentiles 25. Plus précisément, les groupes de contrôle sont définis comme suit :

- GNT1 : $OFN_{99} < percentile_{25}(OFN_{99}) \cup W_2 OFN_{99} < percentile_{25}(W_2 OFN_{99})$
- GNT2 : $OFN_{99} < percentile_{25}(OFN_{99})$
- GNT3 : $OFN_{99} < percentile_{25}(pOFN_{99}) \cup W_2 OFN_{99} < percentile_{25}(W_2 OFN_{99})$
- GNT4 : $OFN_{99} < percentile_{25}(pOFN_{99})$

Le contrefactuel est estimé en sélectionnant, parmi le groupe de contrôle, des individus statistiques qui affichent des caractéristiques similaires à celles du groupe traité. Ce contrefactuel, reconstruit statistiquement selon différentes méthodes exposées plus loin, représente les prix fonciers qu'auraient affichés les communes traitées, si elles avaient adopté un niveau d'offre foncière nette bas. Dans un premier temps, on propose des estimations dites naïves des effets en comparant directement les moyennes des groupes traités et non traités. Ensuite dans une approche par appariement, on propose de construire des groupes avec des caractéristiques comparables de population, de surface et de distance à un pôle d'emploi.

Nous proposons deux types d'estimateurs : la différence de moyenne sans appariement et un estimateur par plus proche voisin. Notre première estimation s'appuie sur un estimateur naïf correspondant à une simple différence de moyenne sans appariement.

$$\Delta^{TT} = \frac{Y(T=0)}{N_0} - \frac{Y(T=1)}{N_1}$$

Le second type d'estimateur s'appuie sur un appariement par plus proches voisins (*NN* pour *Nearest Neighbours*). L'appariement par plus proche voisin permet de comparer les groupes de communes dont les caractéristiques sont les plus proches. Nous nous sommes appuyés sur une distance de Mahalanobis⁷ pour ramener le problème à une seule dimension (RUBIN 1973, 1980 ; IMBENS, WOOLDRIGE, 2009). Si l'on note N_0 le nombre d'individus du groupe non traité I_1 , N_1 le nombre d'individus du groupe traité I_0 , on a alors :

$$\Delta^{TT} = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1} \{Y - \bar{Y}_{j(i)}\}$$

$\bar{Y}_{j(i)} = \operatorname{argmin}_{j \in I_0} \|X_i - X_j\|_{\Sigma^{-1}}$ est l'observation minimisant la distance de Mahalanobis entre i et son contrefactuel non traité et Σ est la matrice de variance-covariances des caractéristiques X . Dans notre cas $X = \{pop99, distcbd, surface\}$ lorsque les groupes sont définis en fonction de la surface de l'offre foncière, et $X = \{pop99, distcbd\}$ lorsque les groupes sont définis en fonction de la part de surface que représente l'offre foncière. Ensuite pour contrôler la qualité des appariements on utilise un seuil de distance maximale entre les valeurs de la variable de contrôle et son contrefactuel (*caliper matching*, COCHRAN et RUBIN 1973). Par ailleurs, l'utilisation de l'appariement par plus proche voisin avec *caliper* conduit à rejeter les observations traitées où $\|X_i - X_j\|_{\Sigma^{-1}}$ la distance est supérieure au seuil choisi. Dans le cas présent, le contrefactuel $\bar{Y}_{j(i)}$ correspond à la moyenne des cinq observations j du groupe non traité qui ont un score de propension proche de celui de i (inférieure à 0,2).

5 Résultats

5.1. Évolution de l'offre foncière

Parmi les 358 communes où l'ensemble des informations géographiques est disponible en 1999 et 2009, 283 communes ont changé leur POS/PLU et 172 communes affichent des variations en surface de zonage supérieure à 1 %.

Le tableau 2 présente les densités de logement et leur évolution entre 1999 et 2009 pour différents types de zones pour les 358 communes. Comme nous l'évoquions pour justifier la mesure de *OFN+* et *OFN-*, on observe que les densités en 1999 des parcelles que l'on rend inconstructibles sont 60% supérieure en moyenne à celles qui deviennent constructibles, avec 1.11 logement/ha contre 1.77 logement/ha. On notera également que le taux de croissance des densités est quasiment identique, quel que soit les catégories d'espace concernées, entre 12 et 16 % : seuls les espaces constructibles en 1999 redevenus inconstructibles par la suite affichent des taux de croissance des densités urbaines beaucoup plus faible.

⁷ La distance de Mahalanobis est une mesure de similarité entre séries de données.

Zone concernée	d_{99}	d_{09}	Δd %
Ensemble des communes	2,05	2,30	12,05
Zones Constructibles en 1999	4,20	4,75	13,23
Non Constructibles en 1999	0,28	0,31	16,70
Constructibles en 2009	4,40	4,98	13,28
Non Constructibles en 2009	0,33	0,36	16,57
Non Constructibles 1999, Constructibles 2009	1,11	1,28	14,55
Constructibles 1999, Non Constructibles 2009	1,77	1,92	8,14

Table 2. Densités communales moyennes rétrolées en fonction des zones, n=348

La table 3 présente une synthèse sur l'ensemble des 358 communes des différentes mesures de l'offre foncière. On peut repérer que l'offre physiquement constructible est 3 fois plus importante que l'offre physiquement et légalement constructible et 5 fois plus importante que l'offre foncière nette. Entre 1999 et 2009, toutes les offres foncières ont diminué de par une réduction importante des surfaces constructibles suite à la loi SRU. En 1999, l'offre foncière en habitat diffus était très importante et la loi SRU, en limitant le recours à ce type de zonage dans les nouveaux plans d'urbanisme, et en obligeant les communes à assurer des équipements d'assainissement collectifs sur l'ensemble des zones ouvertes à l'urbanisation, a conduit à une gestion plus rationnelle et plus économe de l'espace dans les nouveaux plans d'urbanisme. Durant cette période, on est donc dans un contexte de baisse de l'offre foncière où le statu quo et le maintien des POS anciens correspondent souvent à une politique de maintien d'une offre foncière importante. Entre 1999 et 2009, l'offre foncière nette diminue d'environ 25 000 ha, aussi bien par l'évolution des zonages constructibles que par la construction résidentielle entre les deux dates. Concernant l'évolution des zonages renseignée dans les deux dernières colonnes de la table 3, on voit que plus de 25 869 ha sont devenus inconstructibles après 1999, mais qu'en même temps 16 562 sont devenus constructibles.

Statistique	surfcom	OFP ₉₉	OFB ₉₉	OFN ₉₉	pOFN ₉₉	OFP ₀₉	OFB ₀₉	OFN ₀₉	pOFN ₀₉	OFN+	OGN-
Somme	1113215,53	917028,35	230381,73	184432,24		911474,5	202588,41	160238,18		16562,62	25869,37
Nb nuls	0	0	0	0		0	0	0		67	35
Moyenne	3198,9	2635,14	662,02	529,98	19,88	2619,18	582,15	460,45	16,88	47,59	74,34
Max	71729,86	55595,63	20386,14	13640,79	90,25	54812,42	18974,34	13156,48	62,35	973,49	3578,82
P90	5568,2	4935,13	1319,49	1096,07	44,99	4835,3	1109,23	986,61	38,44	135,52	157,34
Médiane	2042,88	1645,8	305,19	252,19	14,37	1644,15	258,14	210,95	13,01	11,28	21,05
P10	602,62	460,68	61,3	56,21	3,03	454,74	51,49	42,47	2,4	0	0
Min	72,95	64,7	0,7	0,19	0,04	61,24	0,68	0,68	0,16	0	0

Table 3. Les différentes estimations de l'offre foncière communale en hectare, n=348.

La différence moyenne entre l'offre foncière brute en 1999 (OFN_{99} i.e. les zonages constructibles) et l'offre foncière nette (i.e. corrigé des parcelles déjà intégralement bâties et des emprises des bâtis) se situe aux alentours de 35%. En 2006, la différence est de 41% (Tableau 3). On observe une perte communale médiane de -26 hectares d'offre foncière nette entre les deux dates (-31 hectares pour les zonages constructibles). Plus précisément, l'offre nette passe de 87 361 en 1999 à 57 585 hectares en 2006. L'offre communale médiane est de 161 hectares en 1999 et 116 hectares en 2006 et les 3/4 de l'échantillon affichent des offres foncières nettes d'environ 330 hectares en 1999 et 250 hectares en 2006. Enfin, 25% de l'échantillon dispose d'environ 63 hectares d'offre foncière en 1999 et 45 hectares en 2006 (tableau 3). Deux phénomènes concourent à cette diminution de l'offre : une plus grande mobilisation des terrains constructibles pour la construction entre les deux dates et le déclassement de zones de basse densité (les anciennes zones NB des POS) en zones vertes

non constructibles. La figure 1 permet de spatialiser l'offre foncière en 2006 pour les communes ayant modifié leur POS/PLU entre 1999 et 2006. Les communes en dégradé de vert à bleu correspondent à l'échantillon pour lequel nous disposons à la fois de deux versions numérisées des POS/PLU, du cadastre numérisé et d'une variation de l'offre foncière brute non nulle (ou autrement dit une réelle modification des zonages POS/PLU entre les deux dates).

5.2. Résultats des régressions hédoniques spatiales

La table 1 présente les résultats des estimations des modèles en version SARAR avec de l'autocorrélation spatiale à la fois pour la variable dépendante et pour les résidus. On propose également les résultats de l'estimation du modèle M1 par Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sous l'hypothèse de nullité des 2 paramètres spatiaux. Le lecteur trouvera en annexe l'estimation de l'ensemble des modèles par moindres carrés ordinaires et une série de tests spatiaux et d'estimation conduisant à privilégier un modèle SARAR avec une matrice de poids spatial définie par les 3 premiers voisins.

Le processus de spécification du modèle a conduit à ne retenir qu'une dizaine de variables explicatives internes et externes des terrains, à savoir le log de la surface, l'année de vente, la distance minimale à une zone NB (habitat diffus), la distance minimale à une zone constructible dense, la distance au littoral, le fait que le terrain soit à destination de loisir, le nombre d'agriculteurs en 1968, le nombre d'emplois touristiques communal par habitant et l'évolution de la densité urbaine entre 1968 et 1999. Outre une croissance tendancielle des prix sur les 7 années de l'échantillon, nous observons une forte relation à la surface de la parcelle, conformément à une littérature abondante et à une intuition commune. De même, la nature de "loisir" du terrain rend compte d'une vocation de la parcelle moins facilement constructible et minore donc son prix. Conjointement, les variables de localisation jouent dans un sens très intuitif puisque l'éloignement au littoral (aux zones les plus urbanisées) minore le prix, comme l'éloignement aux zones constructibles (zones GNB et GHAB) dont le rapport peut être vu comme une distance à la densité urbaine attendue de la zone. En ce qui concerne les variables contextuelles, nous sommes toujours dans des types d'effets conformes à la littérature : les communes qui concentrent l'emploi concentrent également les valeurs comme les communes où la tendance est à la densification. Les communes les plus agricoles en 1968 sont plutôt haussières dans le sens où la propriété agricole rend compte de la présence en ombre de parcelles les plus facilement constructibles tout autant que de propriétaires ayant intérêt à l'extension des zones constructibles. Enfin, le caractère touristique de la commune joue positivement sur le prix ainsi que l'évolution des densités. On constate que les coefficients autres que ceux concernant l'offre foncière sont quasiment identiques quel que soit le modèle retenu. Seul le modèle M2 où l'on considère le pourcentage de surface que représente l'offre foncière plutôt que sa surface totale affiche des coefficients légèrement différents pour les variables communales, avec la variation de la densité de l'habitat entre 1968 et 1999 qui n'est pas significative.

Dans tous les modèles, les deux paramètres spatiaux sont significativement différents de zéro comme le suggéraient les tests de dépendance spatiale pratiqués sur la version MCO du modèle M1 (voir annexe 1). On note que l'utilisation d'un modèle SARAR permet d'améliorer largement la qualité d'ajustement du modèle par rapport à une estimation par MCO : on obtient une réduction de 15% de la somme des carrés des résidus du modèle MCO, qui était déjà relativement bien ajusté avec un R² de 0,63 qui passe à 0.68. Ainsi la moyenne

des prix et des erreurs de prédictions des 3 premiers voisins permet d'obtenir un bien meilleur ajustement des prix.

	MCO	SARAR (IV/GMM)			
	$\bar{M1}$	M1	M2	M3	M4
constante	6,99 ($p < 2e-16$)***	4,06 ($p < 2e-16$)***	4,01 ($p < 2e-16$)***	4,07 ($p < 2e-16$)***	4,03 ($p < 2e-16$)***
log(surface)	0,535 ($p < 2e-16$)***	0,542 ($p < 2e-16$)***	0,543 ($p < 2e-16$)***	0,542 ($p < 2e-16$)***	0,543 ($p < 2e-16$)***
an2001	-0,153 ($p=0,0127$)*	-0,0857 ($p=0,12$)	-0,0775 ($p=0,15$)	-0,0822 ($p=0,13$)	-0,0832 ($p=0,13$)
an2002	0,246 ($p=1,1e-08$)***	0,225 ($p < 2e-16$)***	0,223 ($p < 2e-16$)***	0,229 ($p < 2e-16$)***	0,225 ($p < 2e-16$)***
an2003	0,214 ($p=2,8e-04$)***	0,249 ($p=1,1e-05$)***	0,267 ($p=2,3e-06$)***	0,251 ($p=9,1e-06$)***	0,25 ($p=1e-05$)***
an2004	0,507 ($p < 2e-16$)***	0,475 ($p < 2e-16$)***	0,485 ($p < 2e-16$)***	0,478 ($p < 2e-16$)***	0,474 ($p < 2e-16$)***
an2005	0,524 ($p < 2e-16$)***	0,551 ($p < 2e-16$)***	0,569 ($p < 2e-16$)***	0,555 ($p < 2e-16$)***	0,551 ($p < 2e-16$)***
an2006	0,732 ($p < 2e-16$)***	0,708 ($p < 2e-16$)***	0,716 ($p < 2e-16$)***	0,71 ($p < 2e-16$)***	0,71 ($p < 2e-16$)***
an2007	0,714 ($p < 2e-16$)***	0,755 ($p < 2e-16$)***	0,772 ($p < 2e-16$)***	0,758 ($p < 2e-16$)***	0,754 ($p < 2e-16$)***
distzoneNB	-7,53e-05 ($p=8,7e-09$)***	-4,25e-05 ($p=0,0015$)**	-5,45e-05 ($p=6,2e-05$)***	-3,99e-05 ($p=0,0031$)**	-4,16e-05 ($p=0,0019$)**
distzoneURB	-6,49e-04 ($p < 2e-16$)***	-0,000573 ($p < 2e-16$)***	-0,000571 ($p < 2e-16$)***	-0,000566 ($p < 2e-16$)***	-0,000572 ($p < 2e-16$)***
distlit	-0,0104 ($p < 2e-16$)***	-0,00713 ($p < 2e-16$)***	-0,00691 ($p < 2e-16$)***	-0,00653 ($p < 2e-16$)***	-0,00711 ($p < 2e-16$)***
terrainloisir	-2,13 ($p < 2e-16$)***	-1,8 ($p < 2e-16$)***	-1,78 ($p < 2e-16$)***	-1,8 ($p < 2e-16$)***	-1,8 ($p < 2e-16$)***
agri68	8,80e-05 ($p=0,0178$)*	9,26e-05 ($p=0,015$)*	0,000191 ($p=5,2e-09$)***	8,75e-05 ($p=0,022$)*	9,39e-05 ($p=0,014$)*
emptourhab99	19,2 ($p < 2e-16$)***	12,2 ($p=4,7e-11$)***	10,8 ($p=4,9e-09$)***	12,3 ($p=3,8e-11$)***	12,1 ($p=5,1e-11$)***
evoldens6899	0,023 ($p=6,7e-07$)***	0,0204 ($p=5,3e-07$)***	0,0039 ($p=0,38$)	0,0193 ($p=2,8e-06$)***	0,0187 ($p=5,4e-06$)***
OFN99	7,07e-05 ($p=4,3e-11$)***	4,36e-05 ($p=0,00021$)***		4,56e-05 ($p=0,00012$)***	
pOFN99			0,00613 ($p=7,8e-10$)***		
$\frac{OFN99+}{OFN99}$				0,00415 ($p=0,85$)***	
$\frac{OFN99-}{OFN99}$				-0,188 ($p=0,055$)	
OFN99:GT1=0					4,19e-05 ($p=0,00044$)***
OFN99:GT1=1					9,46e-05 ($p=0,053$)
W2OFN99	1,53e-04 ($p < 2e-16$)***	8,87e-05 ($p=1e-06$)***	7,25e-05 ($p=5,5e-05$)***	9,16e-05 ($p=5,66e-07$)***	
W2OFN99:GT1=0					0,000143 ($p=6,3e-07$)***
W2OFN99:GT1=1					5,32e-05 ($p=0,15$)
λ		0,263 ($p < 2e-16$)***	0,256 ($p < 2e-16$)***	0,262 ($p < 2e-16$)***	0,262 ($p < 2e-16$)***
ρ		0,131 ($p=2,6e-06$)***	0,14 ($p=4,8e-07$)***	0,13 ($p=3e-06$)***	0,13 ($p=3e-06$)***
n					
SSR	,818	,483	,181	,812	,614
R2	,6361	,6832	,6835	,6834	,6834

Table 4. Résultats des modèles hédoniques en version SARAR et MCO

Dans chaque modèle l'offre foncière affiche un effet positif sur le prix, et ce qu'elle soit mesurée en niveau ou en part de surface, que ses effets soient distingués pour les communes avec des offres interne et voisine très importantes, que l'on tienne ou pas compte de l'évolution des offres foncières postérieures à 1999 (par effet miroir, la réduction de l'offre - $\frac{OFN_{99-}}{OFN_{99}}$ - réduit le prix). L'importance de l'effet de l'offre voisine rend, d'ailleurs, compte d'une échelle d'expression du phénomène de valorisation des prix fonciers qui plaide pour une échelle de régulation, dès lors qu'elle doit être mise en œuvre, qui dépasse les limites communales.

On retiendra comme référence le modèle *M2* qui par une meilleure prise en compte du rapport entre surface de la commune et offre foncière nette présente la plus petite somme du carré des résidus parmi l'ensemble des modèles estimés. Pour mieux rendre compte des effets de l'offre foncière, nous avons estimé, à l'aide du modèle *M2*, l'effet moyen de 1 % de plus d'offre foncière nette interne (resp. de 1 % de plus d'offre foncière nette voisine) pour les communes des groupes TR3 et NT3. Pour les communes avec une forte part de surface d'offre foncière interne et voisine (TR3), on trouve une augmentation de 2,08 % des prix lorsque l'offre interne augmente de 5 % (resp. de 0,98 % lorsque l'offre voisine augmente de 5 %). Pour les communes avec une faible part de surface d'offre foncière interne et voisine (NT3), on trouve une augmentation de 0,82 % des prix lorsque l'offre interne augmente de 5 % (resp. de 0,18 % lorsque l'offre voisine augmente de 5 %).

5.3. Résultats de l'approche contrefactuelle

Le tableau 5 présente les résultats d'une estimation naïve des effets prix de l'offre foncière nette sans contrôle des biais de sélection. On trouve pour les différents modes de construction des groupes traités et non traités un effet variant de 0,18 à 0,31, dans chaque cas très significatif. Comme la variable d'intérêt représente le rapport de deux log, on peut interpréter ce coefficient comme un taux d'augmentation entre les deux situations, que l'on estime ici à une hausse de l'indice de prix allant de 16 à 18,4 % après correction⁸. Il faut cependant prendre garde au fait que les communes traitées et non traitées affichent des différences significatives de distribution de caractéristiques (population, la distance à un pôle d'emploi et la surface communale) susceptibles de jouer tant sur le prix du mètre carré constructible que de l'effet de l'offre foncière sur ce dernier.

options	n		\bar{x}		$\Delta\bar{x}$		Welsh t test	
	n_1	n_0	\bar{x}_1	\bar{x}_0	$\bar{x}_1 - \bar{x}_0$	Effet cor. %	unilatéral	bilatéral
GT1/NT1	14	41	1,535	1,350	0,185	16,27	p=0,00014***	p=0,00028***
GT2/NT2	12	30	1,532	1,363	0,170	16,01	p=0,002038**	p=0,004076**
GT3/NT3	13	43	1,584	1,338	0,246	17,29	p=2,03e-07***	p=4,06e-07***
GT4/NT4	12	30	1,610	1,300	0,310	18,42	p=2,22e-06***	p=4,43e-06***

Table 5. Résultats des effets par simple comparaison de moyenne

⁸ Pour notre cas où l'on compare deux situations avec des offres foncières différentes, l'accroissement est relié à une variable discrète, i.e être dans le groupe traité ou dans le groupe de contrôle. On doit alors procéder à une correction du coefficient comme le proposent Halvorsen et Palmquist (1980) pour le cas de variable explicative discrète au sein d'une fonction de prix hédonique : la formule qu'ils proposent est $g = 100 * (\exp(\alpha - \sigma_\alpha^2) - 1)$ où α est le coefficient obtenu et σ_α^2 sa variance.

On préférera donc se référer aux résultats du tableau 6 présentant les effets sur les traités (ATT) avec appariement afin de disposer de groupes traités et non traités avec des distributions de caractéristiques similaires en terme de population, de distance à un pôle d'emploi et de surface. Les appariements sont ici faits entre chaque observation traitée et les 1 ou 5 observations les plus proches pour ces 3 caractéristiques en utilisant la distance de Mahalanobis avec tirage sans remise. Pour contrôler la qualité des appariements, nous avons été amenés à retirer pour certains groupes traités 2 à 3 observations avec les plus hautes valeurs de population communale, qui constitue la variable où les échantillons traités et non traités initiaux se distinguent le plus. On obtient des résultats pour les effets propres comparables à la mesure naïve de ces effets, avec des accroissements de prix corrigés se situant entre 16,4 et 18,8 %. On peut repérer que la quasi-totalité des échantillons du tableau passe les *Balancing tests* et affichent des échantillons avec des caractéristiques moyennes équivalentes. Si on retient l'option *GT3/NT3* avec appariement par paires comme expérience quasi-naturelle de référence où l'on compare les communes avec à la fois des valeurs hautes en terme de pourcentage de surface d'offre foncière et une offre foncière des communes contiguës élevée, avec des communes ayant peu de pourcentage de surface d'offre foncière et/ou peu d'offre foncière des communes contiguës, alors on estime à 17,21 % l'effet de l'offre foncière sur notre indice de prix, avec un intervalle de confiance à 95 % situant cet accroissement entre 15,38 et 19,24 %.

Contrairement à ce que de nombreux auteurs avancent, on n'observe pas de réduction des prix fonciers par un accroissement de l'offre foncière, même dans les cas les plus extrêmes.

On obtient même des résultats encore plus décisifs lorsqu'on considère comme indice le log du prix au mètre carré avec des effets corrigé se situant entre 70 et 100 % d'augmentation de l'indice.

options	n	n ₁	n ₀	ATT est.	Ecart type	t	p-val.	Effet cor. %	Balancing t-tests		
									dist. pole	population	surface
GT1/NT1,M=1	53	12	12	0,24071	0,0665	3,6178	0,0003***	17,178	p=0,17	p=0,078	p=0,175
GT1/NT1,M=5	53	12	60	0,1943	0,0584	3,3265	0,0009***	16,407	p=0,217	p= 0,003**	p=0,044*
GT2/NT1,M=1	36	12	12	0,29136	0,0764	3,8125	0,0001***	18,058	p=0,663	p=0,051,	p=0,038*
GT2/NT2,M=5	36	12	60	0,22925	0,0615	3,7274	0,0002***	16,988	p=0,329	p=0,049*	p=0,031*
GT3/NT3,M=1	54	11	13	0,24172	0,0571	4,2302	2,3e-05***	17,206	p=0,792	p=0,113	
GT3/NT,M=5	54	11	55	0,22996	0,0383	5,997	2,0e-09 ***	17,020	p=0,943	p=0,070	
GT4/NT,M=1	29	9	9	0,33597	0,1009	3,3301	0,0009***	18,841	p=0,386	p=0,060	
GT4/NT,M=5	29	9	45	0,31122	0,0661	4,7094	2,5e-06***	18,434	p=0,767	p=0,048*	

Table 6. Résultats des effets sur les traités avec appariement par paire (M=1) ou par groupe de 5 non traités (M=5) sans remise

Conclusion

Les présupposés communs d'effets haussiers mécaniques de la régulation publique contraignant l'offre foncière (documents d'urbanisme) ignorent que les conditions théoriques des fonctionnements de marché sont rarement réunies dans les échanges réels. Ce présupposé est d'autant plus frappant qu'il fait aujourd'hui l'unanimité tant dans la sphère académique que politique et qu'il est au cœur des analyses portant sur les causes de la crise du logement (ERNER 2007 ; MEDDTL, 2012). Il tient pour partie aux difficultés de mobilisation des données nécessaires à l'estimation de l'offre effectivement mobilisable et, faute d'objectivation de l'offre, est entretenue par des groupes d'intérêts liés à la construction. Or, à

une période où l'Etat cherche à renouveler les cadres réglementaires permettant de favoriser la construction sans obérer la protection des espaces naturels ou agricoles, il est important de montrer par les faits que les communes qui ont le mieux contrôlé leur production d'offre foncière sont celles où les prix ont été contenus ; comme nous avons par ailleurs montré que l'édiction de zones naturelles exclusives ne nuit pas au développement urbain des communes les promulguant (GENIAUX, NAPOLEONE, 2012). Il est ainsi plus vraisemblable que dans une situation de fort déséquilibre où une demande nombreuse est insatisfaite, les communes qui ouvrent les plus grandes zones à l'urbanisation génèrent un marché d'enchère qui fait croître la demande au-delà du point d'équilibre intégrant l'offre nouvelle.

Pour le montrer, nous avons évalué les relations entre l'offre foncière et les prix fonciers sur 358 communes d'une région française (PACA). Dans cette perspective, nous proposons une méthode géomatique de mesure de l'Offre Foncière Nette qui s'appuie sur la nouvelle génération de données spatiales issues du cadastre, de la propriété foncière et des zonages d'urbanisme. Puis, nous estimons les effets prix de l'offre foncière et de son évolution, en recourant à deux méthodes d'évaluation économétrique : une approche hédonique spatiale et une approche causale à partir d'expériences quasi-naturelles. Dans les deux cas, la relation est positive. C'est-à-dire que ce sont les communes avec les offres foncières les plus importantes (sur leur territoire ou à proximité), ou ayant le plus cru, qui voient les prix fonciers augmenter.

Nos résultats, attestent d'un déséquilibre offre/demande en matière de foncier qui ne permet pas pour une commune d'utiliser le levier de la croissance de l'offre pour minorer le prix de son foncier. Ils montrent également que l'échelle de coordination des politiques foncières doit être supérieure à la limite communale (l'offre des communes contiguës a un effet direct important sur les prix). Ils montrent, en revanche, l'importance des signaux de marchés sur les prix fonciers : la forme de l'action communale (crédibilité de l'action publique, production de foncier aménagé) et son horizon temporel (stabilité des règles, phasage de l'urbanisation) restent dans le contexte législatif actuel la meilleure piste de contrôle des prix.

Outre les limites des approximations indirectes de l'offre foncière que nous avons pointé, ces résultats incitent à développer plus activement des travaux fondés sur une connaissance fine de l'offre foncière sur des espaces larges de marché. La méthodologie et les estimations mises en œuvre dans ce travail constituent une première à une telle échelle et permettent de poser les jalons méthodologiques nécessaires au développement de ce type d'approche. Deux pistes de travail sont à considérer. La première vise à un élargissement de l'analyse. L'application à d'autres régions permettrait d'interroger la spécificité ou non de la région PACA souvent présentée comme l'un des marchés immobiliers les plus « tendus » de France. L'élargissement des échantillons permettrait par ailleurs d'affiner plus encore les critères utilisés dans les méthodes d'appariement et d'encore mieux contrôler les éventuels biais de sélection. Ensuite, l'intégration des dernières générations de bases de données en matière de transactions immobilières (DVF) permettrait également d'avoir des estimations hédoniques et/ou des indices de prix localisés plus fiables. Enfin, plusieurs pistes de recherche seraient à développer concernant une meilleure appréhension du foncier effectivement mutable. La connaissance de l'offre foncière nette gagnerait en effet à intégrer les perspectives de construction en hauteur (surface de m² de plancher constructible par rapport à la seule emprise au sol constructible), les conditions d'aménagement (filères de production du foncier, distinction entre le foncier nu et le foncier viabilisé, aménagé) et celles de mutabilité des terrains (prise en compte de la propriété, rétention foncière notamment).

Références

- ALONSO W (1964) *Location and land use: toward a general theory of land rent*. Harvard University Press. Cambridge MA.
- ANSELIN L (1988) *Spatial econometrics: methods and models*. volume 4. Springer.
- BRAMLEY G (1993) The impact of land use planning and tax subsidies on the supply and price of housing in Britain. *Urban Studies*. 30(1):5.
- BRAMLEY G (2002) Planning regulation and housing supply in a market system. *Housing Economics and Public Policy*. pages 193–217.
- BRAMLEY G, WATKINS C (1996) Modelling the relationship between land availability, the land-use planning system and the supply of new housing. In *RICS 'Cutting Edge' Conference, University of the West of England, Bristol. September*.
- BRUECKNER J., THISSE J., and ZENOU Y (1999) Why is central Paris rich and downtown Detroit poor? : An amenity-based theory. *European Economic Review*. 43(1):91–107.
- BÜTTLER H (1981) Equilibrium of a residential city, attributes of housing, and land-use zoning. *Urban Studies*. 18(1):23–39.
- CHARMES E (2007) Le malthusianisme foncier. *Etudes foncière*. (125):12–16.
- CHESHIRE P, SHEPPARD S (1989) British planning policy and access to housing: some empirical estimates. *Urban Studies*. 26(5):469.
- CHESHIRE P, SHEPPARD S (2004) Land markets and land market regulation: progress towards understanding. *Regional Science and Urban Economics*. 34(6):619–637.
- COCHRAN W, RUBIN D (1973) Controlling bias in observational studies: A review. *Sankhya: The Indian Journal of Statistics. Series A*. pages 417–446.
- ERNER G, DIEP M, LAVENANT C (2007) Etude nationale sur l'évolution du foncier en France : "crise du logement : foncier, le maillon faible ?". 19 p. IEP de Paris, *rapport pour le compte du Syndicat National des Aménageurs Lotisseurs*.
- FOUGERE D (2010) Les méthodes économétriques d'évaluation. *Revue française des affaires sociales*. (1):105–128.
- GENIAUX G, NAPOLEONE C (2011) Évaluation des effets des zonages environnementaux sur la croissance urbaine et l'activité agricole. *Economie et Statistique*. (444-445):181–199.
- GENIAUX G., Ay J.-S., NAPOLEONE C (2011) A spatial hedonic approach on land use change anticipations. *Journal of Regional Science*. 51(5):967–986.
- GENIAUX G (2009) Les sources de l'observation foncière, préface. *Etudes foncières*. 139:21.
- GENIAUX G., PODJLESKI C., LEROUX B (2009) Les données majic et leur valorisation au service de l'observation foncière. *Etudes foncières*. 139:28–32.
- GENIAUX G, NAPOLEONE N (2005) Rente foncière et anticipations dans le périurbain. *Economie et Prévision*. 168(2):77–95.
- GLAESER E, GYOURKO J (2006) *Housing dynamics*. National Bureau of Economic Research.
- GLAESER E., GYOURKO J., SAKS R (2005) Why have housing prices gone up? Technical report. National Bureau of Economic Research.
- GLAESER E., GYOURKO J., SAKS R (2006) Urban growth and housing supply. *Journal of Economic Geography*. 6(1):71–89.
- GLAESER E, WARD B (2009) The causes and consequences of land use regulation: Evidence from greater Boston. *Journal of Urban Economics*. 65(3):265–278.
- GRIESON R, WHITE J (1981) The effects of zoning on structure and land markets. *Journal of Urban Economics*. 10(3):271–285.
- GROUT C., JAEGER W., PLANTINGA A (2011) Land-use regulations and property values in Portland, Oregon: A regression discontinuity design approach. *Regional Science and Urban Economics*. 41(2):98–107.
- GYOURKO J., SAIZ A., SUMMERS A (2008) A new measure of the local regulatory

- environment for housing markets: The wharton residential land use regulatory index. *Urban Studies*. 45(3):693–729.
- Halvorsen R., Palmquist R. (1980) The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*. 70(3):474–75.
- HILBER C, VERMEULEN W (2009) Supply constraints and house price dynamics: Panel data evidence from england. *London School of Economics, mimeo Panel Data Evidence from England*.
- IHLANFELDT K (2007) The effect of land use regulation on housing and land prices. *Journal of Urban Economics*. 61(3):420–435.
- IMBENS G, WOOLDRIDGE J (2009) Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*. 47(1):5–86.
- IRWIN E (2002) The effects of open space on residential property values. *Land economics*. 78(4):465–480.
- IRWIN E., BELL K., GEOGHEGAN J (2003) Modeling and managing urban growth at the rural-urban fringe: A parcel-level model of residential land use change. *Agricultural and Resource Economics Review*. 32(1)
- JAEGER W, PLANTINGA A (2007) How have land-use regulations affected property values in oregon?
- KELEJIAN H, PRUCHA I (2010) Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*. 157(1):53–67.
- LECAT G (2006) *Analyse économique de la planification urbaine (Urban land planning economics)*, Thèse de doctorat, Université de Bourgogne/INRA.
- MALPEZZI S (1996) Housing prices, externalities, and regulation in us metropolitan areas. *Journal of Housing Research*. 7:209–242.
- MALPEZZI S, MACLENNAN D (2001) The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the united states and the united kingdom. *Journal of Housing Economics*. 10(3):278–306.
- MALPEZZI S., Mayo S., Gross D (1985) *Housing demand in developing countries*. volume 730. World Bank Washington.
- MCMILLEN D, McDONALD J (2002) Land values in a newly zoned city. *Review of Economics and Statistics*. 84(1):62–72.
- MCMILLEN D.P, McDONALD J.F (1993) Could zoning have increased land values in chicago? *Journal of Urban Economics*. 33(2):167–188.
- MEDDTL (2012) Etude d'impact du projet de loi relatif à la majoration des droits à construire. 30 p. Rapport du MEDDTL.
- MUTH R (1960) The demand for non-farm housing. *The demand for durable goods*. pages 29–96.
- MUTH R (1969a) *Cities and housing; the spatial pattern of urban residential land use*. University of Chicago press.
- MUTH R, WETZLER E (1976) The effect of constraints on house costs. *Journal of Urban Economics*. 3(1):57–67.
- OHLS J., WEISBERG R., White M (1974) The effect of zoning on land value. *Journal of Urban Economics*. 1(4):428–444.
- PACIOREK A (2011) Supply constraints and housing market dynamics.
- PENG R, WHEATON W (1994) Effects of restrictive land supply on housing in hong kong: An econometric analysis. <http://content.knowledgeplex.org/kp2/img/cache/documents/2438.pdf>.
- PHILLIPS J, GOODSTEIN E (2007) Growth management and housing prices: the case of portland, oregon. *Contemporary Economic Policy*. 18(3):334–344.
- PIRAS G (2010) sphet: Spatial models with heteroskedastic innovations in R. *Journal of*

- Statistical Software*. 35(1):1–21.
- POGODZINSKI J, SASS T (1990) The economic theory of zoning: a critical review. *Land Economics*. 66(3):294–314.
- POLLAKOWSKI H, WACHTER S (1990) The effects of land-use constraints on housing prices. *Land Economics*. 66(3):315–324.
- QUIGLEY J, RAPHAEL S (2005) Regulation and the high cost of housing in california. *American Economic Review*. 95(2):323–328.
- QUIGLEY J, ROSENTHAL L (2005) The effects of land-use regulation on the price of housing: What do we know? what can we learn?
- ROSE L (1989) Urban land supply: Natural and contrived restrictions. *Journal of Urban Economics*. 25(3):325–345.
- RUBIN D (1973) Matching to remove bias in observational studies. *Biometrics*. pages 159–183.
- RUBIN D (1980) Bias reduction using mahalanobis-metric matching. *Biometrics*. pages 293–298.
- SAIZ A (2010a) The geographic determinants of housing supply. *The Quarterly Journal of Economics*. 125(3):1253–1296.
- SAIZ A (2010b) On local housing supply elasticity. *Quarterly Journal of Economics*. 125(3):1253–1296.
- STAKHOVYCH S, BIJMOLT T (2009) Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. *Papers in Regional Science*. 88(2):389–408.
- TOPEL R, ROSEN S (1988) Housing investment in the united states. *The Journal of Political Economy*. pages 718–740.
- TSE R (1998) Housing price, land supply and revenue from land sales. *Urban Studies* 35(8):1377.
- TSE R (2001) Impact of comprehensive development zoning on real estate development in hong kong. *Land Use Policy*. 18(4):321–328.
- VAILLANCOURT F, MONTY L (1985) The effect of agricultural zoning on land prices, quebec. 1975-1981. *Land Economics*. 61(1):36–42.
- VERMEULEN W, ROUWENDAL J (2007) Housing supply and land use regulation in the netherlands.
- WU J, CHO S (2007a) The effect of local land use regulations on urban development in the western united states. *Regional Science and Urban Economics*. 37(1):69–86.
- ZABEL J, DALTON M (2012) The impact of minimum lot size regulations on house prices in eastern massachusetts. *Regional Science and Urban Economics*. 41:571–583.

Annexes

La table 7 présente les résultats des modèles hédoniques $\widetilde{M1}$ à $\widetilde{M4}$ estimés par moindres carrés ordinaires, sous l'hypothèse de nullité des paramètres ρ et λ . On propose ensuite des tests d'autocorrélation du modèle $\widetilde{M1}$ dans la table 8 pour des matrices de poids spatiales basées sur un rayon de voisinage et dans la table 9 pour des matrices de poids spatiales basées sur les k premiers voisins. On trouve des résultats similaires à ceux de ces deux tables pour les autres modèles $\widetilde{M2}$ à $\widetilde{M4}$, que nous ne reproduisons pas ici. Quel que soit la matrice de poids retenue, les résultats des tests privilégient un modèle de forme SARAR ou SARMA. Nous avons retenu la forme SARAR dont l'estimation est aisée avec le package *sphet* de R en privilégiant la matrice de poids spatiaux minimisant la somme du carré des résidus, dont la table 10 détaille les valeurs en fonction des matrices de poids.

	MCO			
	M1	M2	M3	M4
constante	6.99 ($p < 2e-16$)***	6.85 ($p < 2e-16$)***	6.99 ($p < 2e-16$)***	6.95 ($p < 2e-16$)***
log(surface)	0.535 ($p < 2e-16$)***	0.535 ($p < 2e-16$)***	0.536 ($p < 2e-16$)***	0.534 ($p < 2e-16$)***
an2001	-0.153 (0.013)*	-0.14 (0.022)*	-0.148 (0.015)*	-0.146 (0.017)*
an2002	0.246 (1.1e-08)***	0.24 (2.2e-08)***	0.249 (6.7e-09)***	0.245 (1.2e-08)***
an2003	0.214 (0.00028)***	0.242 (3.7e-05)***	0.211 (0.00032)***	0.212 (3e-04)***
an2004	0.507 ($p < 2e-16$)***	0.518 ($p < 2e-16$)***	0.504 ($p < 2e-16$)***	0.508 ($p < 2e-16$)***
an2005	0.524 ($p < 2e-16$)***	0.552 ($p < 2e-16$)***	0.528 ($p < 2e-16$)***	0.529 ($p < 2e-16$)***
an2006	0.732 ($p < 2e-16$)***	0.742 ($p < 2e-16$)***	0.73 ($p < 2e-16$)***	0.741 ($p < 2e-16$)***
an2007	0.714 ($p < 2e-16$)***	0.741 ($p < 2e-16$)***	0.714 ($p < 2e-16$)***	0.716 ($p < 2e-16$)***
distzoneNB	-7.53e-05 (8.7e-09)***	-9.08e-05 (4.7e-12)***	-7.52e-05 (1e-08)***	-6.96e-05 (1.2e-07)***
distzoneURB	-0.000649 ($p < 2e-16$)***	-0.000639 ($p < 2e-16$)***	-0.000648 ($p < 2e-16$)***	-0.000651 ($p < 2e-16$)***
distlit	-0.0104 ($p < 2e-16$)***	-0.0101 ($p < 2e-16$)***	-0.00932 ($p < 2e-16$)***	-0.0104 ($p < 2e-16$)***
terrainloisir	-2.13 ($p < 2e-16$)***	-2.1 ($p < 2e-16$)***	-2.12 ($p < 2e-16$)***	-2.12 ($p < 2e-16$)***
agri68	8.8e-05 (0.018)*	0.000243 (1.8e-15)***	7.97e-05 (0.032)*	9.26e-05 (0.013)*
emptourhab99	19.2 ($p < 2e-16$)***	16.9 ($p < 2e-16$)***	19.4 ($p < 2e-16$)***	19.1 ($p < 2e-16$)***
evoldens6899	0.0231 (6.7e-07)***	-0.000504 (0.92)	0.0228 (1.1e-06)***	0.0213 (5.1e-06)***
OFN99	7.07e-05 (4.3e-11)***		7.18e-05 (2.1e-11)***	
pOFN99		0.00826 (4.4e-18)***		
$\frac{OFN99+}{OFN99}$			0.0549 (0.002)**	
$\frac{OFN99-}{OFN99}$			-0.209 (4.5e-03)**	
OFN99:GT1=0				7.03e-05 (6.9e-11)***
OFN99:GT1=1				0.000133 (0.059).
W2OFN99	0.000153 ($p < 2e-16$)***	0.000133 (2.6e-12)***	0.000155 ($p < 2e-16$)***	
W2OFN99:GT1=0				0.000242 ($p < 2e-16$)***
W2OFN99:GT1=1				9.01e-05 (0.082).
<i>n</i>	6803	6803	6803	6803
<i>SSR</i>	6702.818	6671.641	6685.794	6685.794
<i>R2</i>	0.6361	0.6378	0.6371	0.6372

Table 7: Résultats des modèles hédoniques en version MCO

Matrices de poids		rayon 100m	rayon 300m	rayon 600m	rayon 1000m	rayon 2000m
Tests	statistique					
LM _{ERR}	Est.	245.622	406.5141	587.0337	652.0796	601.578
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
LM _{LAG}	Est.	107.9923	178.5121	190.8108	225.2523	381.6935
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
RLM _{ERR}	Est.	205.9569	323.6115	459.7414	473.1428	327.7001
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
RLM _{LAG}	Est.	68.3272	95.6095	63.5186	46.3154	107.8156
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$1.6e-15^{***}$	$1.0e-11^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
SARMA	Est.	313.9492	502.1236	650.5523	698.395	709.3936
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
SSR SARAR M1		singularity	6562.243	6609.54	6624.443	6448.812

Table 8: Tests d'autocorrélation spatiale unidirectionnel et bidirectionnel pour le modèle $\tilde{M}1$ avec des matrices de poids par distance de voisinage.

Matrices de poids		NN2	NN3	NN5	NN10	NN20
Tests	statistique					
LM _{ERR}	Est.	651.0525	785.4621	919.4351	1063.154	895.4619
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
LM _{LAG}	Est.	808.6499	932.2195	975.6198	1047.853	814.0128
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
RLM _{ERR}	Est.	31.0325	61.6118	136.8609	245.5109	297.1223
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
RLM _{LAG}	Est.	188.6299	208.3692	193.0456	230.2098	215.6732
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
SARMA	Est.	839.6824	993.8313	1112.481	1293.364	1111.135
	p.val	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$	$p < 2e-16^{***}$
SSR SARAR M1		5915.905	5835.483	5916.088	5952.322	6150.503

Table 9: Tests d'autocorrélation spatiale unidirectionnel et bidirectionnel pour le modèle $\tilde{M}1$ avec des matrices de poids par k plus proche voisin

Matrices de poids	rayon 100m	rayon 300m	rayon 600m	rayon 1000m	rayon 2000m
SCR SARAR M1	non calculable	6562.243	6609.54	6624.443	6448.812
Matrices de poids	NN2	NN3	NN5	NN10	NN20
SCR SARAR M1	5915.905	5835.483	5916.088	5952.322	6150.503

Table 10: Somme des carrés des résidus du modèle $M1$ selon les matrices de poids spatial choisies.