

## Fiscalité locale et prix immobiliers des propriétés résidentielles

## Local Property Tax and Residential Housing Prices

Asmae Aqzzouz et Alexandra Schaffar

Volume 47, numéro 1, 2024

Soumis : 24 avril 2023

Accepté : 28 octobre 2023

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1111341ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1111341ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Canadian Regional Science Association / Association canadienne des sciences régionales

ISSN

0705-4580 (imprimé)

1925-2218 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Aqzzouz, A. & Schaffar, A. (2024). Fiscalité locale et prix immobiliers des propriétés résidentielles. *Canadian Journal of Regional Science / Revue canadienne des sciences régionales*, 47(1), 14–25.  
<https://doi.org/10.7202/1111341ar>

Résumé de l'article

Cet article examine l'effet de la taxe foncière sur les prix immobiliers des propriétés résidentielles (appartement, maison). A travers une étude empirique sur l'effet de la taxe foncière sur le prix immobilier des propriétés résidentielles des 978 communes de la région Sud, ce travail revisite les déterminants locaux des prix immobiliers, en se focalisant à la fois sur les prélèvements et les dépenses publiques locales. Ce travail montre que la taxe foncière affecte négativement le fonctionnement du marché foncier local, via une augmentation des prix immobiliers des propriétés résidentielles, tandis que les dépenses publiques locales résultent d'un effet inverse.

CANADIAN JOURNAL  
OF REGIONAL SCIENCE  
REVUE CANADIENNE DES  
SCIENCES RÉGIONALES



# FISCALITÉ LOCALE ET PRIX IMMOBILIERS DES PROPRIÉTÉS RÉSIDENTIELLES

Asmae Aqzzouz, Alexandra Schaffar

**Asmae Aqzzouz**

BETA- Université de Strasbourg  
[asmae.aqzzouz@unistra.fr](mailto:asmae.aqzzouz@unistra.fr)

**Alexandra Schaffar**

LEAD – Université de Toulon  
[schaffar@univ-tln.fr](mailto:schaffar@univ-tln.fr)

Soumis : 24 avril 2023

Accepté : 28 octobre 2023

**Résumé :** Cet article examine l'effet de la taxe foncière sur les prix immobiliers des propriétés résidentielles (appartement, maison). A travers une étude empirique sur l'effet de la taxe foncière sur le prix immobilier des propriétés résidentielles des 978 communes de la région Sud, ce travail revisite les déterminants locaux des prix immobiliers, en se focalisant à la fois sur les prélèvements et les dépenses publiques locales. Ce travail montre que la taxe foncière affecte négativement le fonctionnement du marché foncier local, via une augmentation des prix immobiliers des propriétés résidentielles, tandis que les dépenses publiques locales résultent d'un effet inverse.

**Local Property Tax and Residential Housing Prices**

**Mots clés :** Dépenses publiques locales, France, prix immobilier, taxe foncière.

**Abstract:** The objective of this paper is to study the effect of property tax rates on housing prices. The paper focuses on the way property taxes and local public expenditures affect housing prices, in the 978 communities of the South region, by using spatial econometrics. One of the most original aspects of this paper is that it applies to a very thin spatial level of analysis, the county level. The paper develops original data for housing prices, property tax rates and local public expenditures. First, an increase in the property tax rates increases the housing prices which negatively affects the housing market's exchanges. Second, this negative effect seems to be compensated when the county increases the provision of local public goods.

**Keywords:** France, housing prices, local public spending, property tax.

La taxe foncière sur les propriétés bâties est payée annuellement par les propriétaires fonciers et constitue une source de revenu conséquente pour les collectivités locales. Le montant de cette taxe pour chaque bien immobilier est calculé en multipliant le taux de la taxe foncière, déterminé par la collectivité locale, par la moitié de sa valeur locative (Leprince et al, 2005). Plusieurs travaux empiriques considèrent que malgré son importance apparente pour les institutions territoriales, cette taxe a un impact négatif sur le fonctionnement des marchés immobiliers locaux à partir du moment où elle est capitalisée dans le prix d'échange des biens (Palmon et Smith, 1998; Brasington, 2001; Sirmans et al., 2008).

Dans son ouvrage intitulé *The economic taxation*, Brown (1924) introduit, en premier, la question des effets de la taxe foncière sur les comportements économiques des agents. Simon (1943) montre qu'une augmentation de la taxe foncière baisse le revenu réel des ménages et influence négativement leur consommation. Tiebout (1956) propose un modèle d'équilibre général spatial en admettant que le comportement des ménages-électeurs-consommateurs est affecté par le niveau des taxes locales et des dépenses publiques locales. Selon Tiebout (1956), les ménages mobiles font face à différents choix de localisation; chaque ménage choisit sa localisation en fonction de son budget et en comparant le niveau des dépenses publiques locales à celui des taux d'impositions locaux. A travers cette comparaison, les ménages choisissent le territoire proposant la combinaison la mieux adaptée à leurs préférences (Oates, 1969). Le modèle original du vote avec les pieds de Tiebout a produit une littérature importante sur les politiques fiscales locales (Hamilton, 1975; Yinger, 1982; Gilbert et Guengant, 2002).

Oates (1969) observe une relation négative entre les taux de la taxe foncière et les prix immobiliers. Cependant, la capitalisation de la taxe foncière dans le prix des logements reflète aussi ce que les ménages sont prêts à payer pour différents niveaux de services publics locaux (Charlot et al., 2013). En d'autres termes, l'effet négatif de la capitalisation de la taxe foncière dans le prix immobilier est compensé par un effet positif liée à l'augmentation des dépenses publiques locales. Les dépenses publiques locales étant conditionnées par le montant de la taxe foncière, il convient à chaque collectivité de déterminer son taux de taxation optimal. De nombreuses études empiriques ont testé le modèle d'Oates. Edelstein (1974), Edel et Sclar (1974), confirment l'hypothèse d'une capitalisation de la taxe foncière sur les prix immobiliers dans plusieurs villes et communes des Etats Unis. Palmon et Smith (1998) considèrent que la capitalisation de la taxe foncière dépend de l'élasticité de l'offre de logement: une offre inélastique annule l'effet de la taxe foncière sur les échanges immobiliers.

Mieszkowski (1972) souligne qu'une modification des taxes foncières conduit à une migration du capital résidentiel aux juridictions où le taux de la taxe foncière est plus faible. Une augmentation de la taxe foncière dans un territoire peut générer une augmentation des échanges immobiliers dans les territoires voisins (Wildasin, 1989; Brasington, 2001; Sirmans et al., 2008; Bai et al., 2014). Hamilton (1976) explique que les taux d'imposition varient selon les territoires mais ce sont leurs écarts par rapport aux prestations de services publics locaux qui se répercutent sur les prix immobiliers. Kang et al. (2015) ont évalué les effets de la modification des taux d'imposition foncière et des dépenses scolaires sur les prix immobiliers. Ils montrent que les prix immobiliers sont plus sensibles aux variations des dépenses scolaires qu'à celles des taux d'imposition. In fine, Cao et Hu (2016) admettent que la taxe foncière impacte le prix immobilier mais aussi l'utilité des ménages. Le modèle de Cao et Hu (2016) montre que l'impact de la taxe foncière sur le prix immobilier pourrait

être divisé en quatre différents effets, affectant les prix, la consommation, la richesse et la redistribution des revenus.

Dans ce travail, nous proposons d'étudier la relation entre la taxe foncière, les dépenses publiques locales et les prix immobiliers. A cet effet, nous construisons une base de données originale avec les taux de taxe foncière, les prix immobiliers médians au mètre carré, les dépenses publiques locales par habitant, ainsi que d'autres variables de contrôle pour les 978 communes de la région Sud Provence-Alpes-Côte-D'Azur. Ce choix géographique est soutenu par le fait que les communes de la région Sud détiennent des bases fiscales complètes et appliquent des taux de taxe foncière généralement élevés. Les données pour cette analyse ont été collectées en 2017 et 2018 et proviennent de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economique (INSEE), de la Direction Générale des Collectivités Locales (DGCL) et de la Direction Générale des Finances Publiques (DGFP).

Compte tenu du fait que la taxe foncière est souvent harmonisée à un niveau intercommunal, nous avons introduit sur un plan méthodologique des modèles d'économétrie spatiale permettant d'identifier les liens d'autocorrélation spatiale. Par ailleurs, pour éviter la présence d'un biais d'endogénéité entre les taux de taxe foncière et les prix immobiliers, nous avons décidé de prendre les taux votés par les communes l'année précédente.

Nous montrons, en premier lieu, dans ce travail que le taux de taxe foncière d'une commune est négativement corrélé au prix immobilier au mètre carré de la même commune. Une augmentation du taux de la taxe foncière entraîne une réduction de la demande des biens immobiliers pour cette localisation, voire une mobilité résidentielle vers des communes voisines affichant des taux inférieurs. Ce résultat confirme les observations faites dans d'autres pays (notamment les Etats-Unis) mais ne fut jamais démontré en France où il est généralement admis que les taxes locales impactent faiblement le marché immobilier.

En deuxième lieu, nos résultats montrent que l'augmentation des dépenses publiques locales entraîne une augmentation des prix immobiliers. Une commune avec une offre de biens publics locaux plus riche et attractive, affiche des prix immobiliers plus élevés du fait d'une demande résidentielle plus élevée. L'effet négatif de l'augmentation de la taxe foncière sur les prix immobiliers peut alors être compensé par l'effet positif de l'offre des biens publics locaux.

Ce papier est organisé comme suit: la section 2 expose le modèle théorique de Yinger (1982) pour démontrer l'influence du taux de la taxe foncière sur le prix de l'immobilier. La section 3 présente les bases de données utilisées. La section 4 fournit des éléments méthodologiques sur l'analyse spatiale utilisée. La section 5 délivre les principaux résultats de ce travail et la section 6 conclut.

## 2. CADRE THÉORIQUE

Nous employons le modèle de Yinger (1982) pour démontrer l'influence du taux de la taxe foncière sur le prix de l'immobilier. Nous admettons qu'en choisissant un logement, les ménages prennent en compte le taux de taxe foncière, noté  $t$ , ainsi que le niveau des dépenses publiques locales par habitant, noté  $D$ , dans chaque commune. Le prix qu'un ménage est prêt à payer pour une unité de service lié au logement dans une commune donnée dépend du niveau des dépenses publiques locales par habitant proposé par la commune, ainsi que du taux d'imposition en vigueur. De ce fait, la fonction d'offre de logement est définie comme suit:

$$P=P(D;t)$$

En choisissant un logement comprenant  $H$  unités de services liés au logement, un ménage est prêt à payer  $H \cdot P(D;t)$  euros par an pour y résider. En tenant compte d'un taux d'escompte  $r$ , la valeur du logement peut être exprimée par la formule suivante :

$$V(D;t) = P(D;t) \cdot \frac{H}{r} \quad (1)$$

En fonction de la valeur du logement, un ménage propriétaire sera contraint de payer annuellement le montant de la taxe foncière, soit :  $t \cdot P(D;t) \cdot \frac{H}{r}$ .

Supposons qu'un ménage dispose d'un revenu,  $R$ , utilisé pour l'achat de biens de consommation  $X$  au prix unitaire, pour payer des services liés au logement en quantité  $H$  au prix  $P$ , ainsi que pour s'acquitter de la taxe foncière au taux  $t$ . L'équation de contrainte budgétaire du ménage est définie comme suit :  $R = X + H \cdot P(D;t) + t \cdot P(D;t) \cdot \frac{H}{r}$ .

Pour parvenir à déterminer la forme formelle de la fonction d'offre de logement  $P(D;t)$ , nous faisons l'hypothèse d'une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas :  $W = X^\rho \cdot H^\varphi \cdot D^\varphi$ . Si  $U(X;H;D) = \vartheta \ln(X) + \rho \ln(H) + \varphi \ln(D)$  représente la fonction d'utilité du ménage, le programme de maximisation sera formulé comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Max } U(X;H;D) &= \vartheta \ln(X) + \rho \ln(H) + \varphi \ln(D) \\ \text{s.c } R &= X + H \cdot P(D;t) \left(1 + \frac{t}{r}\right) \end{aligned} \quad (2)$$

Les conditions d'optimalité de premier ordre du problème (2) se formulent comme suit, où  $\lambda$  est le multiplicateur de Lagrange :

$$\frac{\partial L}{\partial X} = 0 \leftrightarrow \frac{\vartheta}{X} - \lambda = 0 \quad (3.1)$$

$$\frac{\partial L}{\partial H} = 0 \leftrightarrow \frac{\rho}{H} - \lambda P \left(1 + \frac{t}{r}\right) = 0 \quad (3.2)$$

$$\frac{\partial L}{\partial D} = 0 \leftrightarrow \frac{\varphi}{D} - \lambda P_D \cdot H \cdot \left(1 + \frac{t}{r}\right) = 0 \quad (3.3)$$

Notons que la fonction d'utilité ne dépend pas du taux de la taxe foncière et donc  $\frac{\partial U}{\partial t} = 0$ .

$$\frac{\partial L}{\partial t} = 0 \leftrightarrow -\lambda H P_t \cdot \left(1 + \frac{t}{r}\right) - \lambda H P \left(\frac{1}{r}\right) = 0 \leftrightarrow P_t \cdot (r+t) + P = 0 \quad (3.4)$$

Afin de déterminer l'effet du taux de la taxe foncière sur la valeur du logement, pour un niveau donné des dépenses publiques locales par habitant  $D^*$ , il est nécessaire de résoudre l'équation différentielle (3.4) :

$$\begin{aligned} P_t \cdot (r+t) + P = 0 &\leftrightarrow \left(\frac{P_t}{P}\right) = -\frac{(r+t)'}{(r+t)} \leftrightarrow \int \ln(P_t)' dt = -\int \ln(r+t)' dt \\ &\leftrightarrow \ln(P_t) = \ln\left(\frac{1}{(r+t)}\right) + c \leftrightarrow e^{\ln(P_t)} = e^{\ln\left(\frac{1}{(r+t)}\right) + c} \leftrightarrow P_t = \frac{\alpha}{(r+t)} \end{aligned}$$

Pour un niveau donnée des dépenses publiques locales par habitant,  $D^*$ ,  $\alpha = P(D^*;0) \cdot r$

$$P(D;t) = \frac{P(D^*;0) \cdot r}{(r+t)} \quad (4)$$

où  $P(D^*;0) \cdot r$  est une constante d'intégration. En substituant (4) en (1) :

$$V(D;t) = \frac{P(D^*;0) \cdot r}{(r+t)} \cdot \frac{H}{r} = \frac{P(D^*;0) \cdot H}{(r+t)} \quad (5)$$

L'équation (5) exprime la capitalisation du taux de la taxe foncière dans la valeur du logement.  $P(D;t)$  représente l'offre des services liés au logement une fois que le taux de la taxe foncière a été pris en considération et  $P(D^*;0)$  décrit cette offre avant que le taux de la taxe foncière ne soit pris en compte.  $P(D^*;0)$   $H$  représente le bénéfice annuel des services liés au logement avant que le taux de la taxe foncière ne soit pris en considération.

Avec l'équation (4), il nous est possible de déterminer le bénéfice annuel des services liés au logement :

$$H \cdot P(D^*;0) = H \cdot P(D;t) \cdot \left(1 + \frac{t}{r}\right) \quad (6)$$

Pour d'exprimer la fonction  $P(D;t)$ , il est impératif de déterminer précisément la structure de la fonction  $P(D^*;0)$  en résolvant l'équation différentielle (3.3), à travers l'utilisation des équations (3.2) et (3.3) et la détermination de  $\lambda$ .

$$\begin{aligned} \frac{\rho}{H \cdot P(D;t) \cdot \left(1 + \frac{t}{r}\right)} &= \frac{\varphi}{D \cdot P_D \cdot H \cdot \left(1 + \frac{t}{r}\right)} \leftrightarrow \frac{\rho}{P(D;t)} = \frac{\varphi}{D \cdot P_D} \\ &\leftrightarrow \frac{P_D'}{P(D;t)} = \frac{\varphi}{\rho} \cdot \frac{D'}{D} \leftrightarrow \int \ln(P(D;t))' dD = \frac{\varphi}{\rho} \int \ln(D)' dD \quad (7) \\ &\leftrightarrow \ln(D;t) = \ln(D)^{\frac{\varphi}{\rho}} + c \leftrightarrow P(D;t) = D^{\frac{\varphi}{\rho}} \cdot \beta \end{aligned}$$

Pour un niveau donné des dépenses publiques locales par habitant  $D^*$ ,  $P(D^*;0) = D^{\frac{\varphi}{\rho}} \cdot \beta$ , où  $\beta$  est une constante d'intégration.

En substituant l'équation (7) dans (4) :

$$P(D;t) = \frac{r \cdot D^{\frac{\varphi}{\rho}} \cdot \beta}{(r+t)} \quad (8)$$

L'équation (8) expose les offres de logements pour différentes combinaisons de dépenses publiques locales par habitant et de taux de taxe foncière. Elle révèle également le montant qu'un ménage est prêt à payer en termes d'unité de service lié au logement pour obtenir un niveau spécifique de dépenses publiques locales par habitant conformément à ses préférences, au taux  $t$  de taxe foncière.

Admettons que les services liés au logement  $H$  sont liés de manière multiplicative aux aménités locales,  $A_1$  à  $A_n$ . L'équation (9) permet de définir la valeur d'un logement comme :

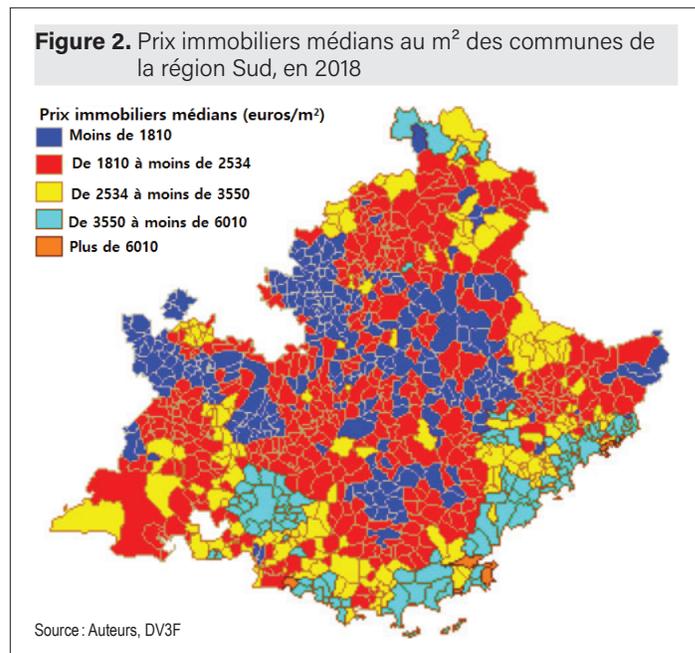
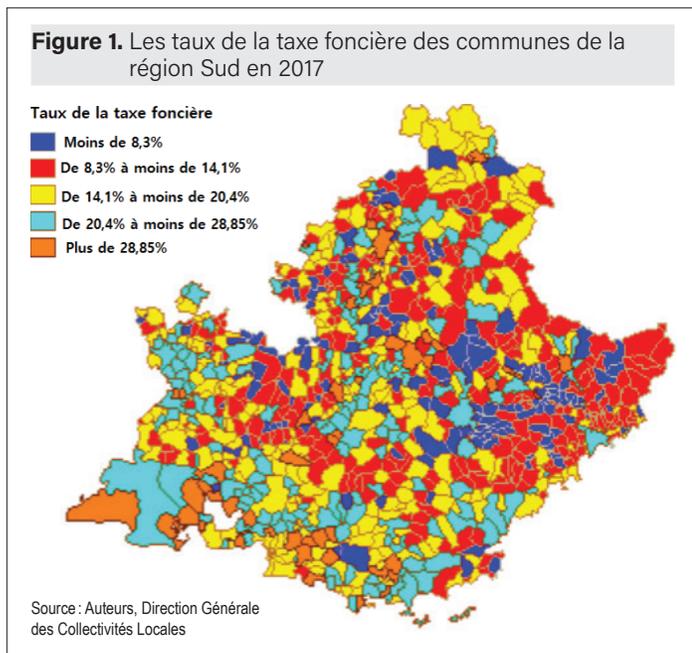
$$\begin{aligned} V = P(D;t) \cdot \frac{H}{r} &= \frac{D^{\frac{\varphi}{\rho}} \cdot \beta}{(r+t)} \cdot H = \frac{D^{\frac{\varphi}{\rho}} \cdot \beta}{(r+t)} \cdot \prod_{i=1}^n A_i^{a_i} \\ &\leftrightarrow \ln(V) = \ln(\beta) + \frac{\varphi}{\rho} \ln(D) - \ln(r+t) + \sum_{(i=1)}^n a_i \ln(A_i) \end{aligned} \quad (9)$$

L'équation (9) expose la capitalisation du taux de la taxe foncière dans la valeur du logement. Elle montre la relation négative entre la valeur du logement et le taux de la taxe foncière, ainsi qu'une relation positive entre les dépenses publiques locales et ladite valeur du logement.

Le but de cette étude réside dans l'examen empirique de l'impact du taux de la taxe foncière sur les prix immobiliers dans les communes de la région Sud. En d'autres termes, il s'agit de vérifier l'existence d'un effet négatif du taux de la taxe foncière sur les prix des biens immobiliers. En se basant sur l'équation (9), notre modèle empirique est formulé comme suit :

$$V = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 t + \sum_{(i=1)}^n \alpha_i A_i + \varepsilon \quad (10)$$

où  $V$  est le prix du logement au mètre carré,  $D$  représente les dépenses publiques locales par habitant,  $t$  le taux de la taxe foncière,  $A_i$  les caractéristiques territoriales et  $\varepsilon$  le terme d'erreur.



### 3. Approche méthodologique : la dimension spatiale de la taxe foncière

La méthodologie utilisée dans cette étude s'inspire du travail de Fack et Grenet (2010), de Charlot et al. (2013) et de Le Saout et Floch (2016).

La France dispose d'un système décentralisé où différents gouvernements locaux bénéficient d'une large autonomie fiscale. Cette structure administrative repose principalement sur trois niveaux de gouvernance : les communes, les départements et les régions (Carte en Annexe 1). Chaque niveau dispose de compétences spécifiques, afin de prendre en charge divers aspects de la gestion publique locale. Les 34900 communes jouent un rôle essentiel dans l'aménagement urbain, l'éducation primaire, la voirie et la gestion des équipements publics locaux. Les 101 départements sont investis de missions sociales, d'aide aux personnes en difficulté, de transport interurbain, de gestion des collèges et de certaines infrastructures routières. Les 12 régions exercent des compétences importantes dans des domaines tels que le développement économique, la formation professionnelle, l'aménagement du territoire, la culture et le tourisme.

Le choix de la commune en tant qu'unité spatiale donne une information fine et permet de capter des disparités géographiques difficilement observables à un niveau plus agrégé comme celui de l'intercommunalité et/ou de la zone d'emploi. L'attrait touristique de la région Sud génère des prix immobiliers plus élevés du fait du poids des résidences secondaires. Selon l'INSEE, avec une moyenne de 3070 euros au m<sup>2</sup>, la région Sud se place au second rang des régions avec les prix immobiliers les plus élevés, derrière l'Île-de-France. La Figure 2 en annexe présente le prix immobilier des logements des régions françaises en 2018.

Plus précisément, le prix médian des appartements en région Sud atteint 3100 €/m<sup>2</sup>, ce qui la place en deuxième position après l'Île de France qui affiche un prix de 4800 €/m<sup>2</sup>. Quant aux maisons, le prix médian dans la région Sud est de 72000 euros par pièce, le plus élevé parmi toutes les régions françaises. Cette tendance à la cherté des logements en région Sud s'explique par le fait qu'il y a une forte demande de la part des ménages cherchant à acquérir leur résidence principale. En outre, la région attire également une demande importante pour les résidences secondaires, étant donné son attrait

touristique. La rareté de l'offre foncière contribue également à cette situation. Dans les communes les plus urbaines et celles situées le long du littoral, l'offre de terrains constructibles est limitée, ce qui exerce une pression supplémentaire sur les prix immobiliers. La figure 3, en annexe, illustre le prix de vente médian des appartements au mètre carré et des maisons en euros par pièce en 2018.

Selon la Direction Générale des Collectivités Locales, les communes de la région Sud présentent des assiettes fiscales élevées et pratiquent des taux de taxe foncière<sup>1</sup> très élevés. Ceci contraste avec d'autres régions, et notamment l'Île-de-France, qui affichent des taux d'imposition foncière faibles lorsque les assiettes fiscales sont élevées.

La fiscalité locale, composée de taxes directes et indirectes, représente plus de la moitié des recettes des collectivités locales (54%) dans la Région Sud. Le produit de la taxe foncière sur les propriétés bâties représente 39% du produit des taxes directes. La figure 1 illustre la distribution des taux de la taxe foncière des 978 communes de la région Sud votés en 2017 (Direction Générale des Collectivités Locales, 2017). Le taux moyen de la taxe foncière en région Sud est de 16,08%. On constate une concentration de taux élevés dans les communes des Bouches-Du-Rhône et du Var. À l'inverse, les Alpes-Maritimes concentrent les communes avec les taux les plus faibles.

La figure 2 présente le prix immobilier médian au mètre carré des communes de la région Sud en 2018. Selon l'INSEE, entre 2000 et 2018, les prix immobiliers dans cette région ont augmenté de 98,05%. Cette hausse s'explique par une augmentation constante de la demande immobilière liée d'une part, à la baisse des taux d'intérêts immobiliers et d'autre part, à la forte croissance démographique régionale.

La figure 2 montre que les prix immobiliers sont plus élevés dans les communes littorales des départements du Var et des Alpes-Maritimes. Au niveau de ces deux départements, les communes où le prix immobilier est le plus élevé sont celles de Saint-Jean-Cap-Ferrat (8970€/m<sup>2</sup>), Ramatuelle (8290 €/m<sup>2</sup>), Saint-Tropez (7420 €/ m<sup>2</sup>) et Port Grimaud (6640 €/ m<sup>2</sup>). En contrepartie, les communes des départements des Alpes-De-Haute-Provence, des Hautes-Alpes et du Var sont les communes avec les prix immobiliers les plus faibles.

<sup>1</sup> Le montant de la taxe foncière est un élément essentiel de la fiscalité locale en France. Cette taxe est calculée en se basant sur la valeur locative du logement, qui représente le loyer potentiel que le logement pourrait générer s'il était mis en location sur le marché pendant 12 mois. Dans ce contexte, le taux de la taxe foncière est appliqué à la moitié de la valeur locative, selon la formule,  $T = (V \times 2) \times T_f$ , (Valeur locative / 2), comme détaillé par Leprince et al. (2005). Cette méthode de calcul est utilisée pour déterminer le montant de la taxe foncière que chaque ménage doit payer en fonction de la valeur de leur propriété.

Le tableau 1 présente différentes statistiques descriptives pour les 978 communes de la région Sud. Les données du prix immobilier au mètre carré ont été construites à travers les informations de la base DV3F publiée par les notaires pour l'année 2018, reflétant ainsi les prix des logements (maisons et appartements) au mètre carré vendus en 2018. Les données relatives au taux de la taxe foncière proviennent de la Direction Générale des Collectivités Locales (DGCL) et ont été ajustées pour correspondre à l'année 2017, afin d'éviter tout biais d'endogénéité.

La taille de la population est utilisée comme indicateur du degré d'urbanisation de chaque commune, mesurant ainsi la concentration de la population. Selon Taltavull de la Paz (2003), une augmentation de la taille de la population dans une commune peut entraîner une demande plus élevée de logements, ce qui peut exercer une pression à la hausse sur les prix immobiliers. Les données de cette variable proviennent de l'INSEE (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques) pour l'année 2018.

Les dépenses publiques locales par habitant reflètent les ressources financières allouées par les communes aux infrastructures publiques, aux services et aux projets de développement. Des dépenses publiques par habitant plus élevées peuvent entraîner une amélioration des infrastructures locales, rendant ainsi la commune plus attrayante, ce qui pourrait stimuler la demande de logements et, par conséquent, entraîner une augmentation des prix immobiliers. Les données de cette variable proviennent de la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) pour l'année 2018<sup>2</sup>.

La part des résidences secondaires représente le pourcentage de résidences secondaires par rapport au nombre total de logements dans une commune. La présence de nombreuses résidences secondaires peut influencer le prix des logements. En fonction de l'offre et de la demande, cela peut entraîner une augmentation des prix des logements, surtout si la demande est importante. Les données de cette variable proviennent également de l'INSEE pour l'année 2018.

Le revenu médian des ménages joue un rôle crucial dans l'évaluation de l'accessibilité des options de logement dans différentes communes. Les données de cette variable proviennent également de l'INSEE pour l'année 2018. Étant donné que la région Sud est située le long du littoral, nous contrôlons l'effet de la proximité du littoral à l'aide d'une variable muette prenant la valeur 1 si la commune est proche du littoral et 0 sinon. De même, nous prenons en compte l'effet urbain des communes à l'aide d'une variable muette prenant la valeur 1 si la commune est urbaine et 0 si elle est rurale. Selon l'INSEE, une commune est rurale si la taille de sa population est inférieure à 2000 habitants.

Dans ce travail, on admet une dépendance spatiale entre les prix immobiliers des communes étudiées. En suivant Anselin (2002), Elhorst (2010) et Lesage et Pace (2009) nous calibrons un modèle permettant de prendre en considération ces interactions. Nous définissons en premier lieu une matrice de contiguïté pour les 978 communes, normalisée et standardisée. Puis, en suivant, Fingleton (2002) et Baumont (2009), on calcule la statistique de Moran pour tester la dépendance spatiale.

Le tableau 2 montre les statistiques de Moran utilisées pour sélectionner la matrice de pondération appropriée. Nous avons effectué des tests statistiques en utilisant deux types de matrices de pondération : une matrice de contiguïté de type «Queen» et une matrice de contiguïté de type «Rook» pour différents niveaux de voisinage ( $k=1, 2, 3$  et  $4$ ). Quel que soit le type de la matrice de pondération utilisée, l'autocorrélation spatiale est positive. En d'autres termes, les valeurs similaires de la variable dépendante tendent à être spatialement

**Tableau 1.** Les statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Ecart type	Min	Max
Prix immobilier (€/ m <sup>2</sup> )	2392,81	999,41	381	8970
Taux de la taxe foncière (%)	16,08	7,48	0	53,18
Population communale	4471,29	15800,82	3	346055
Dépenses publiques locales par habitant (€)	2076,46	1771,54	473,33	16203,95
Part des résidences secondaires (%)	28,79	21,89	0	94,86
Revenu médian des ménages (€)	22162,66	2649,62	14640	36160
Littoral	-	-	0	1
Urbanisation	-	-	0	1

Source : Auteurs, données INSEE, Direction Générale des Collectivités Locales, Direction Générale des Finances Publiques

**Tableau 2.** Les statistiques de Moran pour le choix de la matrice de pondération

Voisinage	Matrice de contiguïté "Queen"	Matrice de contiguïté "Rook"
k = 1	0,669***	0,672***
k = 2	0,532***	0,537***
k = 3	0,409***	0,411***
k = 4	0,322***	0,322***

\*, \*\*, \*\*\* correspondent au degré de signification de 1%, 5% et 10%, respectivement

**Tableau 3.** Les statistiques de Moran

Variables	I
Taux de la taxe foncière	0,350***
Taille de la population	0,643***
Dépenses publiques locales par habitant	0,181***
Part des résidences secondaires	0,685***
Revenu médian des ménages	0,555***
Littoral	0,616***
Urbanisation	0,083***

Source : INSEE, Direction Générale des Collectivités Locales - Direction Générale des Finances Publiques, DV3F

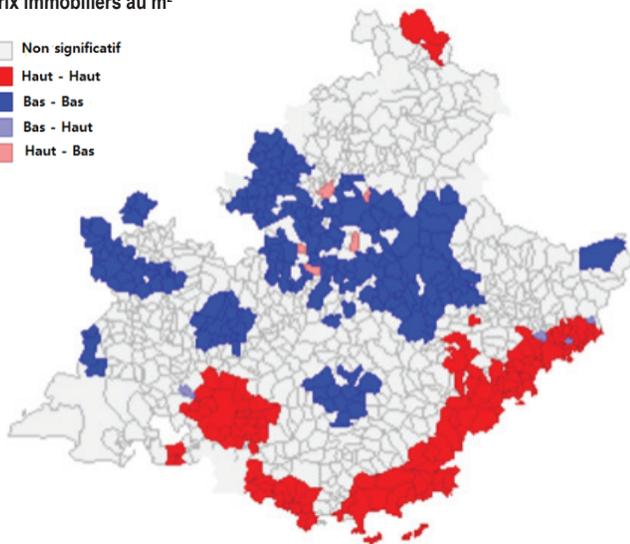
regroupées, indiquant une influence de la proximité géographique sur les observations. Plus particulièrement, pour les deux types de matrices de pondération, les communes voisines de premier ordre ( $k=1$ ) ont montré une forte autocorrélation spatiale pour la variable dépendante. Cependant, à mesure que le niveau de voisinage ( $k$ ) augmente, l'autocorrélation spatiale diminue progressivement. Pour estimer nos modèles, nous nous concentrons sur le voisinage de premier ordre ( $k=1$ ) de la matrice de contiguïté de type «Rook».

Le tableau 3 présente les résultats du test de la statistique de Moran pour les variables exogènes utilisées dans le modèle. Les statistiques de Moran sont globalement positives et significatives et

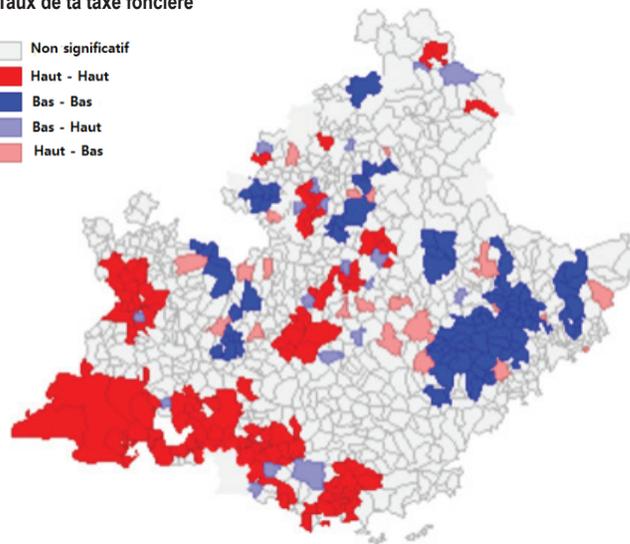
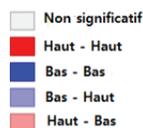
<sup>2</sup> Les données de cette variable comprennent les dépenses publiques locales liées au fonctionnement et à l'investissement. Les dépenses publiques locales de fonctionnement incluent les dépenses liées aux services sociaux (tel que les aides sociales), les dépenses d'éducation (enseignement primaire et secondaire dans les écoles publiques), les dépenses culturelles et sportives, les dépenses liées aux transports publics locaux, etc. Il s'agit de dépenses publiques locales de court terme. Les dépenses publiques locales d'investissement permettent de financer des projets à long terme visant à développer et améliorer les infrastructures et les équipements publics des communes. Les dépenses publiques locales d'investissement incluent les dépenses liées aux infrastructures publiques (la construction, la rénovation ou l'entretien des routes, des ponts, etc.), au logement social (la construction et la rénovation), à la création des zones d'activités industrielle ou commerciales, au soutien des entreprises locales, à l'aménagement urbain, etc.

Figure 3. Les statistiques LISA

Prix immobiliers au m<sup>2</sup>



Taux de la taxe foncière



Source: Auteurs, données Direction Générale des Collectivités Locales

montrent l'existence d'effets du voisinage entre les communes de la région Sud. Pour les dépenses publiques locales par habitant l'effet du voisinage est faible. Le tableau 3 montre que les communes affichant un prix immobilier élevé sont entourées de communes ayant également des prix immobiliers élevés. La figure 3 montre les LISA pour les prix immobiliers et les taux de la taxe foncière. Les statistiques LISA sont utilisées pour analyser les schémas spatiaux des données et permettent de détecter les rassemblements significatifs de valeurs similaires autour d'une unité géographique particulière. L'objectif est de comprendre si certaines communes présentent des similarités ou des différences significatives par rapport à leurs voisines. Dans le contexte de cette étude, les statistiques LISA sont utilisées pour étudier la distribution spatiale des prix immobiliers et des taux de taxe foncière dans différentes communes.

Le «cluster haut-haut» fait référence à des zones géographiques où les communes présentent des prix immobiliers ou des taux de taxe foncière très élevés. Dans le contexte spécifique des prix immobiliers, cela signifie que certaines communes présentent des prix élevés, et ces communes sont entourées d'autres communes ayant également des prix élevés ce qui indique une concentration de propriétés immobilières coûteuses. Pour illustrer cela, les données semblent montrer que les communes situées sur le littoral présentent des prix immobiliers très élevés ce qui pourrait être dû à l'attrait des zones côtières pour les résidences secondaires, le tourisme ou les activités économiques spécifiques à ces communes.

En ce qui concerne les taux de la taxe foncière, les «clusters haut-haut» se forment dans les départements des Bouches-du-Rhône et du Var ce qui pourrait être dû aux infrastructures et aux services publics de haute qualité dans ces communes reflétant des taux de taxe foncière plus élevés pour financer ces services. Comme évoqué précédemment, les assiettes fiscales ainsi que les taux de la taxe foncière sont très élevés dans les communes de la région Sud.

Le «cluster bas-bas» dans le contexte des prix immobiliers signifie que certaines communes présentent des prix bas, et ces communes sont entourées d'autres communes ayant également des prix bas. Nous observons des «clusters bas-bas» de prix immobiliers dans le département des Alpes-de-Haute-Provence ce qui pourrait être dû

à l'éloignement des grands centres urbains, à des caractéristiques géographiques spécifiques ou à des niveaux d'offre et de demande qui influencent les prix du marché immobilier. Concernant les taux de taxe foncière, on observe des «clusters bas-bas» dans les communes des Alpes-Maritimes.

Nous suivons les recommandations de Lesage et Pace (2009) et Elhorst (2010) qui proposent de privilégier le modèle SDM tout en recommandant l'utilisation des tests de rapport de vraisemblance ou des critères AIC dans le choix du modèle. LeSage et Pace (2009) soulignent l'importance de prendre en compte les interactions spatiales exogènes lors de l'application d'un modèle d'économétrie spatiale. Si les interactions spatiales au niveau des variables exogènes sont présentes, le modèle SDM est le plus recommandé puisque le modèle SAR ne tient compte que des interactions spatiales endogènes et le modèle SEM ne considère que les interactions spatiales au niveau du terme d'erreur.

En explorant comment les caractéristiques des écoles publiques sont incorporées dans les prix des biens immobiliers à New York, Yinger et al. (1988) ont notamment abordé la question de l'endogénéité de la fiscalité locale avec le prix immobilier, c'est-à-dire comment les décisions en matière de fiscalité locale peuvent être liées aux prix des propriétés résidentielles et vice versa. Pour résoudre le problème d'endogénéité identifié par Yinger et al. (2018), nous avons utilisé la variable taux de la taxe foncière décalée d'une année (Le Saout et Floch, 2016; Ayoub et al., 2019). Cette variable a été décalée d'une année, ce qui signifie que les données utilisées pour cette variable sont issues de l'année 2017. Pour tester l'endogénéité, nous avons sélectionné deux variables instrumentales fortement corrélées avec le taux de la taxe foncière et les dépenses publiques locales par habitant et faiblement corrélées avec le prix immobilier : le taux de la cotisation foncière des entreprises (qui a remplacé la taxe professionnelle en 2011 suite à la réforme de 2011) et la dette locale des communes. Le test d'endogénéité de Durbin présente une p-value de 78,21% et le test de Wu-Hausman présente une p-value de 78,41%. L'hypothèse nulle d'exogénéité n'est pas rejetée à un niveau de signification de 5%.

## RÉSULTATS EMPIRIQUES

Le modèle empirique non spatial, avec  $i$  représentant les communes et  $t$  l'année 2018 prend la forme suivante :

$$\ln\_PRIX\_IMMO_{it} = \beta_{0it} + \beta_1 TF_{it-1} + \beta_2 \ln\_POPUL_{it} + \beta_3 \ln\_DEPENSES\_PUBLI_{it} + \beta_4 RESIDE\_SECOND_{it} + \beta_5 \ln\_REVENU_{it} + \beta_6 LITTORAL_{it} + \varepsilon_{it} \text{ avec } t = 2018 \text{ et } \forall i=1, \dots, 978 \quad (11)$$

où  $PRIX\_IMMO_{it}$  est le prix immobilier médian au mètre carré des propriétés résidentielles dans chaque commune,  $TF_{it-1}$  le taux de la taxe foncière de chaque commune pour l'année 2017,  $POPUL_{it}$  la taille de la population de chaque commune et  $DEPENSES\_PUBLI_{it}$  le montant de la dépense publique locale par habitant de chaque commune.  $RESIDE\_SECOND_{it}$  correspond à la part des résidences secondaires sur l'ensemble des résidences et  $REVENU_{it}$  est le revenu médian des ménages de chaque commune.  $LITTORAL_{it}$  est une variable muette prenant la valeur 1 si la commune est localisée à côté du littoral et 0 sinon.

La présence de l'autocorrélation spatiale observée confirme la nécessité d'utiliser un modèle d'économétrie spatiale sur des données en coupe transversale. Lesage et Pace (2009) et Elhorst (2014) ont établi trois principales classifications des modèles d'économétrie spatiale pour les données en coupe transversale à partir du modèle de Manski (1993) qui est le plus général. Ce dernier distingue trois types d'interaction spatiale : Une interaction endogène, une interaction exogène et une corrélation spatiale des effets liée à de mêmes caractéristiques inobservées. Le modèle s'écrit sous la forme matricielle suivante :

$$Y_{it} = \rho.W_{ij} Y_{jt} + X_{it}.\beta + W_{ij} X_{jt} . \vartheta + \mu_{it} \text{ avec } \mu_{it} = \lambda . W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon \quad (12)$$

Avec  $\rho$  le coefficient d'autocorrélation spatiale pour l'effet d'interaction endogène,  $\vartheta$  pour les effets d'interaction exogène et  $\lambda$  pour l'effet de corrélation spatiale des erreurs.  $\beta$  représente les paramètres pour les variables explicatives exogènes et  $W_{ij}$  la matrice standardisée de pondération spatiale.  $Y_{it}$  représente le prix immobilier de la commune  $i$  et  $Y_{jt}$  est le vecteur des prix immobiliers de toutes les communes.  $X_{it}$  représente le vecteur des variables explicatives de commune  $i$  et  $X_{jt}$  est le vecteur des variables explicatives de toutes des communes.

À partir du modèle de Manski (1993), trois principales spécifications spatiales sont fréquemment utilisées. Le premier modèle est le modèle autorégressif spatial (SAR : Spatial Auto-Regressive Model) qui prend en compte une interaction endogène. Il se décompose de la manière suivante :

$$Y_{it} = \rho.W_{ij} Y_{jt} + X_{it}.\beta + \varepsilon \quad (13)$$

Le deuxième modèle est le modèle à erreur spatiale (SEM : Spatial Error Model) qui prend en compte une corrélation spatiale des effets liés aux caractéristiques inobservées. Il se décompose de la manière suivante :

$$Y_{it} = X_{it}.\beta + \mu_{it} \text{ avec } \mu_{it} = \lambda . W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon \quad (14)$$

3 Elhorst (2010) confirme l'importance de prendre en compte les interactions spatiales exogènes dans les modèles économétriques. Selon ses conclusions, le modèle SDM s'avère être le choix le plus adéquat pour capturer efficacement les interactions endogène et exogène. L'annexe 4 montre l'approche d'Elhorst (2010) pour le choix du modèle de l'économétrie spatiale. Cette approche montre que si le coefficient d'interaction spatiale endogène est non-nul ( $\rho \neq 0$ ) ou le coefficient d'interaction spatiale du terme d'erreur est non-nul ( $\lambda \neq 0$ ), le modèle SDM est privilégié si le coefficient d'interaction spatiale exogène est non-nul ( $\vartheta \neq 0$ ).

4 Les estimations des paramètres d'un modèle SDM renferment de différentes informations sur les relations entre les communes. Lorsqu'une variable explicative subit un changement dans une commune particulière, cela entraînera un effet direct sur cette même commune et, de manière potentielle, un effet indirect sur les communes voisines. Les effets directs se réfèrent aux impacts immédiats de la variable  $Y_{it}$  dans chaque commune sur la variable d'intérêt  $Y_{it}$  de cette même commune. Pour isoler les effets directs, on fixe les valeurs des variables d'intérêt  $Y_{it}$  dans toutes les autres communes (excepté  $Y_{it}$ ) à leurs valeurs actuelles, et on évalue l'effet de  $Y_{it}$  sur  $Y_{it}$ . Les coefficients du modèle associés à  $Y_{it}$  mesurent les effets directs. Les effets indirects désignent les répercussions qui se propagent d'une commune à une autre en raison des interactions spatiales. Pour estimer les effets indirects, on considère les variations de  $Y_{it}$  dans les communes voisines (excepté  $Y_{it}$ ), tout en maintenant  $Y_{it}$  à sa valeur actuelle. Les effets indirects sont déterminés par les coefficients de la matrice de pondération spatiale  $W_{ij}$  et les coefficients associés aux variables explicatives  $X_{jt}$  dans le modèle.

Le troisième modèle est le modèle spatial de Durbin (SDM : Spatial Durbin Model) qui prend en compte les interactions endogène et exogène. Il se décompose de la manière suivante :

$$Y_{it} = \rho.W_{ij} Y_{jt} + X_{it}.\beta + W_{ij} X_{jt} . \vartheta + \varepsilon \quad (15)$$

Le tableau 4 présente les résultats des modèles SAR, SEM, SDM. Le tableau 5 présente les tests de spécification qui correspondent aux recommandations de Lesage et Pace (2009) et Elhorst (2010). Dans ce travail, le modèle SDM est privilégié en raison de ses fondements théoriques<sup>3</sup> et de son pouvoir de cibler le rôle de la taxe foncière sur le prix immobilier des communes de la région Sud pour l'année 2018. Les résultats des tests LR confirment ce choix. Le choix des variables décalées se justifie à travers la statistique de Moran (Tableau 3) qui permet de détecter les variables exogènes pour lesquelles une interaction spatiale est présente.

Les coefficients  $\rho$  ainsi que ceux des variables pondérées spatialement  $w_x$  sont significatifs. Les résultats des trois modèles spatiaux sont proches; cependant, seul le modèle SDM permet d'estimer l'impact des variables indépendantes sur le prix immobilier d'une commune. Les résultats des coefficients des variables pondérées spatialement  $w_x$  du taux de la taxe foncière et de la dépense publique locale par habitant procurent quelques informations additionnelles. L'augmentation de la taxe foncière dans une commune a un effet négatif sur le prix immobilier des communes voisines; à l'inverse, une augmentation de la dépense publique locale par habitant d'une commune a un effet non significatif sur le prix immobilier des communes voisines. Dans le modèle SDM, le taux de la taxe foncière a un effet négatif et significatif sur le prix immobiliers des communes de la région Sud. Ce résultat est cohérent avec l'équation (9) du modèle théorique et aussi avec l'hypothèse de la capitalisation négative de la taxe foncière dans les prix immobiliers. Les dépenses publiques locales par habitant affectent, à l'inverse, de façon positive le prix immobilier médian des communes.

L'introduction de la variable spatiale décalée  $\rho$  ne permet pas d'interpréter les valeurs des coefficients du modèle SDM. Le tableau 6 affiche les effets spatiaux directs, indirects et totaux<sup>4</sup> des différentes variables territoriales sur le prix immobilier de chaque commune et le tableau 7 affiche les effets spatiaux directs, indirects et totaux en valeur monétaire au mètre carré.

En premier lieu, le taux de la taxe foncière affecte négativement le prix immobilier des propriétés résidentielles d'une commune : une augmentation de 1% du taux de la taxe foncière d'une commune induit une baisse du prix immobilier de 0,002% (effet direct), ce qui représente une diminution de 2,89 euros par mètre carré. En même temps, l'augmentation du taux de la taxe foncière de 1% dans une commune donnée diminue de 0,008% le prix immobilier des communes voisines, ce qui représente une diminution de 7,99 euros par mètre carré (effet indirect). Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait qu'un taux de la taxe foncière élevé induit des coûts supplémentaires pour les propriétaires de logement. Ces coûts supplémentaires peuvent décourager les non-résidents de s'installer dans la commune. Par conséquent, la demande pour les biens immobiliers dans cette commune peut diminuer, entraînant ainsi une pression

**Tableau 4.** Les résultats des modèles spatiaux

	Non-spatial	SAR	SEM	SDM
Dépenses publiques locales par habitant	0,077***	0,035**	0,042**	0,032**
Taux de la taxe foncière	-0,007***	-0,003**	-0,002*	-0,002*
Taille de la population	0,064***	0,022**	0,023**	0,012
Part des résidences secondaires	0,003***	0,001***	0,001**	0,002**
Revenu médian des ménages	0,159***	0,076***	0,077***	0,055***
Littoral	0,084***	0,038***	0,045***	0,019
Urbanisation	0,014	0,004	0,009	0,001
$\rho$	-	0,636***	-	0,577***
$\lambda$	-	-	0,719***	-
<b><math>w_x</math></b>				
Dépenses publiques locales par habitant	-	-	-	-0,020
Taux de la taxe foncière	-	-	-	-0,002
Taille de la population	-	-	-	0,022
Part des résidences secondaires	-	-	-	0,0005
Revenu médian des ménages	-	-	-	0,057**
Littoral	-	-	-	0,035**
Urbanisation	-	-	-	-0,013
Pseudo ( $R^2$ )	44,62	53,75	44,35	55,14
Observation	978	978	978	978
<b>Test de Durbin (P-value)</b>	<b>78,21%</b>			
<b>Test D'Hausman (P-value)</b>	<b>78,41%</b>			

Notes : \*, \*\*, \*\*\* correspondent respectivement à une significativité aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.  
Source : INSEE, Direction Générale des Collectivités Locales et la Direction Générale des Finances Publiques, DV3F.

**Tableau 5.** Les tests pour la sélection du modèle

Tests/comparaisons	$\chi^2$	P-value	AIC
LR SDM/SAR	18,21	0,0111	-
LR SDM/SEM	90,41	0,0000	-

à la baisse sur les prix immobiliers (Oates, 1969; Yinger et al., 1988; Cao et Hu, 2016). L'augmentation du taux de la taxe foncière par une commune donnée peut créer un effet de concurrence avec les communes voisines (Heyndels et Vuchken, 1998; Brueckner et Zaavedra, 2001). Les communes voisines pourraient être incitées à augmenter leurs propres taux de taxe foncière pour avoir plus de financement. Elles peuvent ainsi ajuster leurs politiques fiscales ce qui peut influencer leurs prix immobiliers.

En deuxième lieu, l'augmentation des dépenses publiques locales par habitant d'une commune donnée a un effet positif et direct sur le prix immobilier des propriétés résidentielles de cette même commune mais n'a aucun effet sur le prix immobilier des communes voisines. Lorsqu'une commune donnée augmente ses dépenses publiques par habitant de 10 euros, le prix immobilier de la même commune augmentera de 319,8 euros le mètre carré. L'amélioration de la qualité des services publics locaux dispensés par une commune tels que les écoles primaires, les crèches ou les transports, attire les ménages vivant dans les communes voisines et ceci conduit à une

**Tableau 6.** Les effets directs, indirects et totaux du modèle SDM

<b>Les effets directs</b>	
Dépenses publiques locales par habitant	0,032*
Taux de la taxe foncière	-0,002**
Taille de la population	0,016*
Part des résidences secondaires	0,002***
Revenu médian des ménages	0,068***
Littoral	0,026**
Urbanisation	-0,0005
<b>Les effets indirects</b>	
Dépenses publiques locales par habitant	-0,002
Taux de la taxe foncière	-0,008**
Taille de la population	0,065**
Part des résidences secondaires	0,003**
Revenu médian des ménages	0,198***
Littoral	0,104***
Urbanisation	-0,028
<b>Les effets totaux</b>	
Dépenses publiques locales par habitant	0,030
Taux de la taxe foncière	-0,011**
Taille de la population	0,082**
Part des résidences secondaires	0,006**
Revenu médian des ménages	0,266***
Littoral	0,130***
Urbanisation	-0,028

Notes : \*, \*\*, \*\*\* significativité aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.  
Source : Auteurs, données INSEE, Direction Générale des Collectivités Locales et la Direction Générale des Finances Publiques, DV3F.

pression sur les prix immobiliers (Bowes et Ihlanfeldt, 2001; Fack et Grenet, 2010; Gibbons, 2004; Zheng et Kahn, 2008). Ce résultat est cohérent avec l'équation (9) du modèle théorique et aussi avec l'hypothèse de la capitalisation positive des dépenses publiques locales par habitant dans les prix immobiliers.

En troisième lieu, la taille de la population affecte le prix immobilier des propriétés résidentielles d'une commune mais aussi celui des communes voisines. L'augmentation de la population induit une demande de logements croissante, ce qui entraîne, assez mécaniquement, une hausse du prix immobilier et de la valeur de l'assiette fiscale. L'augmentation de la population dans une commune donnée peut entraîner une saturation du marché immobilier local et pousser les ménages à résider dans les communes voisines. Cependant, l'augmentation de la demande dans les communes voisines peut créer une pression à la hausse sur leurs prix immobiliers.

En quatrième lieu, la part des résidences secondaires dans une commune est positivement corrélée avec le prix immobilier médian des propriétés résidentielles d'une commune donnée mais aussi avec ceux des communes voisines. La part élevée des résidences secondaires peut être interprétée comme une présence importante d'aménités naturelles (par exemple, une plage) desquelles profitent aussi les communes environnantes. En cinquième lieu, l'augmentation du revenu médian des ménages affecte positivement le prix immobilier médian d'une commune mais aussi les prix immobiliers des communes voisines. Ce résultat indique le regroupement spatial des ménages aisés ou à revenu faible.

**Tableau 7.** Effets directs, indirects et totaux en valeur monétaire au mètre carré

Les effets directs (€/m <sup>2</sup> )	
Dépenses publiques locales par habitant	31,98*
Taux de la taxe foncière	-2,89**
Taille de la population	16,96*
Part des résidences secondaires	2,44***
Revenu médian des ménages	68,48***
Littoral	26,08**
Urbanisation	0,50
Les effets indirects (€/m <sup>2</sup> )	
Dépenses publiques locales par habitant	2,08
Taux de la taxe foncière	-7,99**
Taille de la population	65,16*
Part des résidences secondaires	3,89**
Revenu médian des ménages	197,88***
Littoral	103,91***
Urbanisation	-27,98
Les effets totaux (€/m <sup>2</sup> )	
Dépenses publiques locales par habitant	29,90
Taux de la taxe foncière	-10,89**
Taille de la population	82,15**
Part des résidences secondaires	6,39**
Revenu médian des ménages	265,84***
Littoral	129,99***
Urbanisation	-27,38

Notes: \*, \*\*, \*\*\* significativité aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Auteurs, données INSEE, Direction Générale des Collectivités Locales et la Direction Générale des Finances Publiques, DV3F.

Finalement, le coefficient de la dépense publique locale par habitant est supérieur à celui du taux de la taxe foncière. Lorsque le taux de la taxe foncière augmente de 1% le prix immobilier des propriétés résidentielles baisse de 2,89 euros le mètre carré, tandis que lorsque les dépenses publiques locales par habitant augmentent de 1 euros, le prix immobilier des propriétés résidentielles augmente de 31,98 euros le mètre carré. Cela signifie que lorsqu'une commune augmente son taux de taxe foncière pour développer son offre de biens publics locaux, l'effet positif de la capitalisation des dépenses publiques locales par habitant sur les prix immobiliers est supérieur à l'effet négatif de la capitalisation de la taxe foncière sur les prix immobiliers.

## CONCLUSION : DISCUSSION SUR LES POLITIQUES LOCALES

Cet article analyse l'effet de la taxe foncière et des dépenses publiques locales sur le prix immobilier des 978 communes de la région Sud. L'intérêt de cette étude réside dans l'application à un niveau spatial très fin de modèles permettant d'identifier le rôle déterminant des politiques locales sur le fonctionnement du marché immobilier. Les communes de la région Sud se distinguent de celles des autres régions françaises par leur taxe foncière élevée et leur assiette fiscale forte.

Les principaux résultats de ce travail peuvent être résumés comme suit :

D'abord, la taxe foncière affecte négativement les prix immobiliers locaux des propriétés résidentielles. Néanmoins, la perte de la valeur immobilière produite par la hausse du taux de la taxe foncière est compensée par l'offre de biens publics locaux. Lorsqu'une commune décide d'augmenter son taux de la taxe foncière pour améliorer l'offre de biens publics locaux, les effets positifs de capitalisation sur les prix fonciers surpassent les effets négatifs liés à la fiscalité.

Ensuite, la politique fiscale d'une commune affecte négativement les prix immobiliers des propriétés résidentielles des communes voisines. Ce résultat montre que les effets de débordement des politiques publiques locales ont une portée spatiale plus étendue que celle de la commune. À l'inverse, les dépenses publiques locales n'ont aucun effet sur le prix immobilier des communes voisines. Ce déséquilibre peut être corrigé avec la mise en place d'une politique intercommunale plus active. À défaut, des comportements de type cavalier solitaire peuvent se généraliser.

Ce travail rencontre évidemment des limites inhérentes à ce type d'approches. En premier lieu, le choix d'un prix immobilier unique par commune est évidemment discutable du point de vue méthodologique, étant donné la grande diversité du parc immobilier résidentiel. Néanmoins, en travaillant sur le prix médian et non pas sur le prix moyen, nous considérons que ce biais reste relativement faible; le fait aussi de travailler sur une échelle spatiale aussi fine que la commune réduit la dispersion des prix. En second lieu, bien que les communes disposent d'une plus ou moins grande autonomie en matière de fixation du taux de la taxe foncière, l'intercommunalité intervient également afin de procéder à une certaine harmonisation et éviter la concurrence communale observée au lendemain des premières lois de décentralisation. L'utilisation de modèles spatiaux permet également de limiter ce biais.

Le résultat de ce travail reste intéressant non seulement du point de vue des choix de politique économique locale mais aussi en matière d'analyse du marché immobilier. Ainsi, les différents acteurs et professionnels intervenant dans les marchés immobiliers en France ont tendance à négliger l'effet de la taxe foncière sur le comportement des vendeurs et des acheteurs. Ce papier permet de corriger cette lacune.

Les données utilisées pour ce travail correspondent aux années 2017 et 2018. A cette période, la fiscalité locale sur les ménages comprend également la taxe d'habitation, qui a progressivement disparue, les années suivantes. Il est alors logique de supposer que le rôle de la taxe foncière en matière de régulation des marchés immobiliers locaux aura tendance à se renforcer dans un avenir proche.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Anselin, L. (2002). Under The Hood Issues in The Specification and Interpretation of Spatial Regression Models. *Agricultural Economics* 27(3): 247-267.
- Ayouba, K., Breuillé, M.L., Grivault, C., Le Gallo, J., & Nappi-Choulet, I. (2019). Hétérogénéité spatiale des prix hédoniques des appartements du marché locatif privé en France. *Revue française d'économie*, 34(2), 203-247.
- Bai, C., Li, Q. & Ouyang, M. (2014). Property Taxes and Home Prices: A Tale of Two Cities. *Journal of Econometrics* 180(1): 1-15.
- Baumont, C. (2009). Spatial Effects of Urban Public Policies on Housing Values. *Papers in Regional Science* 88(2): 301-326.
- Brasington, D.M. (2001). Capitalization and Community Size. *Journal of Urban Economics* 50(3): 385-395.
- Brown, H.G. (1924) *The Economics of Taxation*. Holt, New York.

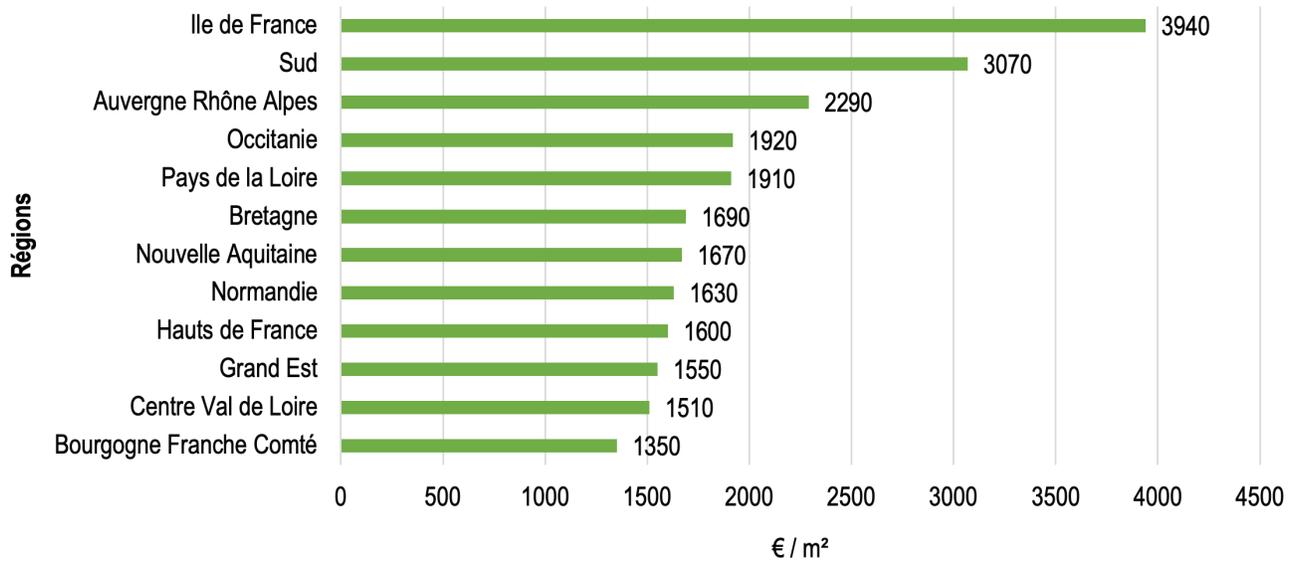
- Brueckner, J.K., & Saavedra, L.A. (2001). Do Local Governments Engage in Strategic Property—Tax Competition? *National Tax Journal*, 54(2), 203-229.
- Cao, J. & Hu, W. (2016). A Microsimulation of Property Tax Policy in China. *Journal of Housing Economics* 33: 128-142.
- Charlot S., Paty S. & Visalli, M. (2013). Assessing the Impact of Local Taxation on Property Prices: A Spatial Matching Contribution. *Applied Economics* 45(9): 1151-1166.
- d'Albis, H. & Djemai, E. (2018). Evolutions démographiques et marché de l'immobilier neuf. *Économie Régionale et Urbaine*, (1), 129-180.
- Direction générale des collectivités locales (2019). Taxe sur le foncier bâti : quelles disparités entre collectivités ? Bulletin d'information statistique [en ligne]
- Edel M. & Sclar, E. (1974). Taxes, Spending, and Property Values: Supply Adjustment in a Tiebout-Oates Model. *Journal of Political Economy* 82(5): 941-954.
- Edelstein, R. (1974). The Determinants of Value in the Philadelphia Housing Market: A Case Study of the Main Line 1967-1969. *The Review of Economics and Statistics* 53(3): 319-328.
- Elhorst, J.P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis* 5(1): 9-28.
- Elhorst, J.P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels* (Vol. 479, p. 480). Heidelberg: Springer.
- Fack G. & Grenet, J. (2010). When Do Better Schools Raise Housing Prices? Evidence from Paris Public and Private Schools. *Journal of Public Economics* 94(1-2): 59-77.
- Fingleton, B. (2009). Spatial Autoregression. *Geographical Analysis* 41(4): 385-391.
- Gilbert, G. & Guengant, A. (2002). L'économie publique locale quinze ans après: entre espace et territoire. *Revue d'Économie Régionale Urbaine* (1): 157-182.
- Hamilton, B.W. (1975). Zoning and Property Taxation in a System of Local Governments. *Urban Studies* 12(2): 205-211.
- Hamilton, B.W. (1976). Capitalization of Intra-jurisdictional Differences in Local Tax Prices. *The American Economic Review* 66(5): 743-753.
- Heyndels, B. & Vuchelen, J. (1998). Tax Mimicking Among Belgian Municipalities. *National Tax Journal*, 51(1), 89-101.
- Kang, S.H., Skidmore, M. & Reese, L. (2015). The Effects of Changes in Property Tax Rates and School Spending On Residential and Business Property Value Growth. *Real Estate Economics* 43(2): 300-333.
- Leprince, M., Paty, S. & Reulier, E. (2005). Choix d'imposition et interactions spatiales entre collectivités locales: un test sur les départements français. *Recherches Économiques de Louvain/Louvain Economic Review* 71(1): 67-93.
- LeSage, J.P. & Pace, R.K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman and Hall/CRC, New York.
- Mieszkowski, P. (1972). The Property Tax: An Excise Tax or a Profits Tax? *Journal of Public Economics* 1(1): 73-96.
- Oates, W.E. (1969). The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis. *Journal of Political Economy* 77(6): 957-971.
- Palmon, O. & Smith, B.A. (1998). A New Approach for Identifying the Parameters of a Tax Capitalization Model. *Journal of Urban Economics* 44(2): 299-316.
- Simon, H.A. (1943). The Incidence of a Tax on Urban Real Property. *The Quarterly Journal of Economics* 57(3): 398-420.
- Sirmans, S. Gatzlaff, D. & Macpherson, D. (2008). The History of Property Tax Capitalization in Real Estate. *Journal of Real Estate Literature* 16(3): 327-344.
- Taltavull de La Paz, P. (2003). Determinants of Housing Prices in Spanish Cities. *Journal of Property Investment & Finance*, 21(2), 109-135.
- Tiebout, C.M. (1956). A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy* 64(5): 416-424.
- Wildasin, D.E. (1989). Interjurisdictional Capital Mobility: Fiscal Externality and a Corrective Subsidy. *Journal of Urban Economics* 25(2): 193-212.
- Yinger, J. (1982). Capitalization and the Theory of Local Public Finance. *Journal of Political Economy* 90(5): 917-943.
- Yinger, J., & Borsch-Supan, A. (1988). Howard Bloom and Helen Ladd. *Property Taxes and House Values: The Theory and Estimation of Intra-jurisdictional Property Tax Capitalization*.

Figure 1. Les régions françaises



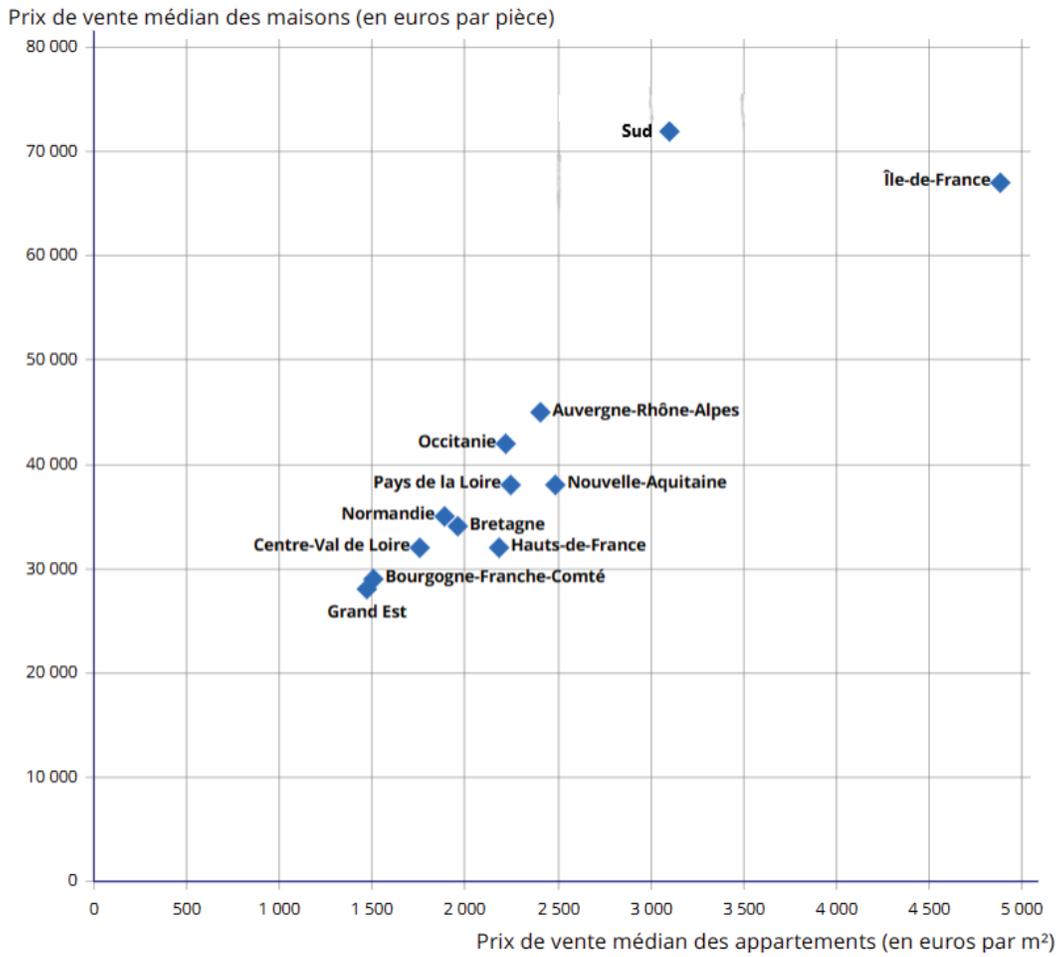
Source : Auteurs

Figure 2. Le prix médian au mètre carré des logements en 2018



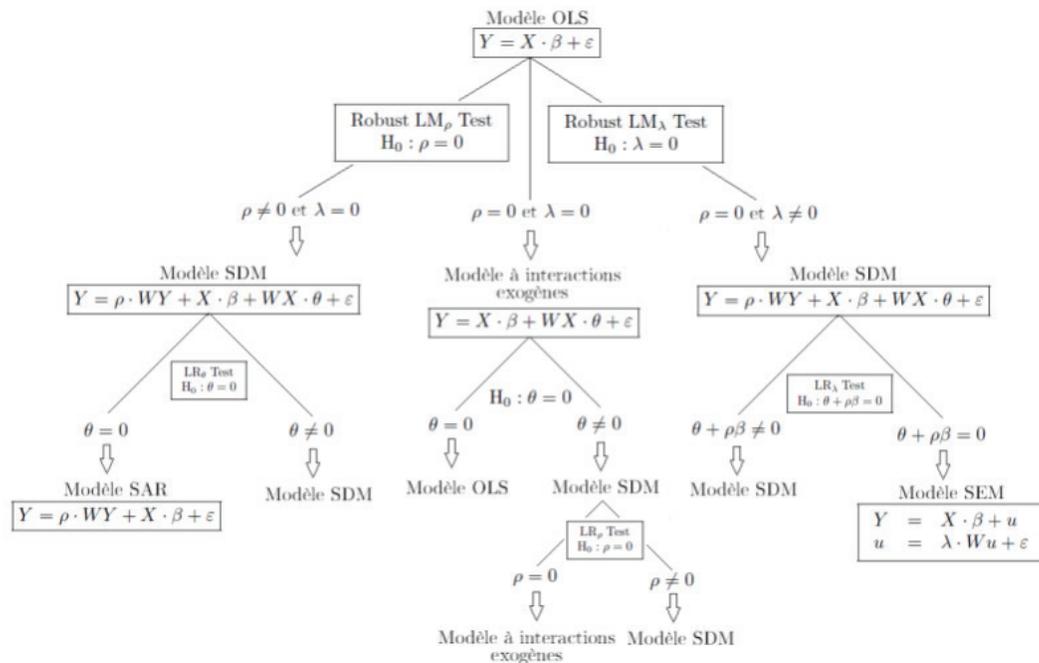
Source : Auteurs, INSEE

**Figure 3.** Prix de vente des appartements et des maisons en 2018, par région



Source : INSEE

**Figure 4.** Approche d'Elhorst (2010) pour le choix d'un modèle de l'économétrie spatiale



Source : Le Saout, R., & Floch, J. M. (2016). Économétrie spatiale: une introduction pratique (No. m2016-06). Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.