SciencesPo
LABORATOIRE INTERDISCIPLINAIRE
D'ÉVALUATION DES POLITIQUES PUBLIQUES

Comprendre le rôle du foncier et le potentiel d'une base fiscale renouvelée

Rapport du Laboratoire Interdisciplinaire d'Évaluation des Politiques Publiques (LIEPP)* de Sciences Po réalisé dans le cadre d'un partenariat avec l'USH**

Novembre 2026

Auteurs:
Guillaume Chapelle, Arthur Lemoine,
Julia Paul-Venturine, Alain Trannoy, Étienne Wasmer

* Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP), plateforme de recherche de Sciences Po, soutenue par le plan d'investissement France 2030 à travers l'IdEx Université Paris Cité (ANR-18-IDEX-0001).

** Cette recherche a bénéficié du soutien financier apporté par l'Union sociale pour l'habitat (USH) dans le cadre du programme de recherche « Les défis économiques d'un foncier et d'un logement abordable (2022-2025) »

SciencesPo
LABORATOIRE INTERDISCIPLINAIRE
D'ÉVALUATION DES POLITIQUES PUBLIQUES

Laboratoire Interdisciplinaire

d'Évaluation des Politiques Publiques

Comprendre le rôle du foncier et le potentiel d'une base fiscale renouvelée

Programme de recherche

Les défis économiques d'un foncier et d'un logement abordables (2022-2025)

Auteurs : Guillaume Chapelle, Arthur Lemoine,
Julia Paul-Venturine, Alain Trannoy, Étienne Wasmer

Édition : 2026

Table des matières

Introduction générale **1**

1 L'évolution des prix de l'immobilier en France et le prix du foncier urbanisé **3**

1.1 Une question simple 3
1.2 L'évolution nationale des prix de l'immobilier 4
1.3 Les écarts de prix entre agglomérations 5
1.3.1 Une coupe transversale sur la taille des agglomérations 5
1.3.2 Une corrélation positive avec le revenu local 6
1.3.3 Une divergence territoriale qui s'accentue dans le temps 7
1.4 La méthode de l'inventaire perpétuel 8
1.4.1 Principe 8
1.4.2 Une divergence quasi intégralement capitalisée dans le foncier . . . 9
1.5 Limites de la méthode résiduelle et programme des chapitres suivants . . . 11

2 Les coûts de construction : évolution et homogénéité territoriale **13**

2.1 Mettre à l'épreuve la mesure indirecte du foncier 13
2.2 L'ICC et la correction de l'effet qualité 14
2.3 Une homogénéité régionale des coûts de construction 15
2.4 Un indice hédonique microéconomique 17
2.5 Synthèse 18

3 Observer les prix des terrains à bâtir **19**

3.1 Du résidu agrégé à la transaction observée 19
3.2 Sources de données 20
3.3 Identifier les transactions de terrains à bâtir 21
3.3.1 Mise en correspondance spatiale 21
3.3.2 Identification des parcelles achetées pour construction 21
3.3.3 Classification par type de développement et nettoyage 22
3.4 Composition du marché foncier français 24
3.4.1 Validation par comparaison avec l'EPTB 24

3.4.2 Le poids du segment collectif 24
3.4.3 Profils des acheteurs et des vendeurs 24
3.5 Une divergence spatiale et temporelle des prix fonciers 25
3.5.1 Gradients de prix selon la distance au centre 25
3.5.2 Évolution temporelle des prix par segment 26
3.5.3 Une lecture par la rareté foncière en cœur d'agglomération 28
3.6 Synthèse 28

4 Explorer les sources de l'inflation immobilière : l'élasticité de l'offre de logements 30
4.1 De la divergence des prix à l'élasticité de l'offre 30
4.2 Cadre conceptuel 31
4.2.1 Le modèle monocentrique standard 31
4.2.2 Spécification empirique 31
4.3 Données 32
4.3.1 Prix de l'immobilier 32
4.3.2 Quantité de logements 32
4.3.3 Contraintes géographiques 33
4.3.4 Contraintes réglementaires 33
4.4 Identification 36
4.4.1 Instruments pour la demande de logements 36
4.4.2 Instruments pour la réglementation foncière 36
4.5 Résultats principaux 37
4.5.1 Élasticité moyenne : 0,5 en France, 1,75 aux États-Unis 37
4.5.2 Décomposition entre géographie et réglementation 38
4.5.3 La réglementation apparaît comme le déterminant principal de l'inélasticité de l'offre 39
4.5.4 Hétérogénéité entre les principales aires urbaines 40
4.6 Tests de robustesse 41
4.7 Synthèse et implications 41

5 Peut-on alléger les contraintes réglementaires ? 43
5.1 Réformer la réglementation foncière par la loi ? 43
5.2 Cadre institutionnel et réforme 44
5.2.1 La fragmentation communale en France 44
5.2.2 Le zonage en France 44
5.2.3 Le Grand Paris comme cadre d'étude 45
5.2.4 La séquence de réformes 2012-2014 45
5.3 Données 46
5.3.1 Le COS contraignait-il les nouvelles constructions ? 47

5.4 Stratégie d'identification 48
5.4.1 Spécification de différences-en-différences 48
5.4.2 Hypothèse d'identification 49
5.5 Résultats principaux 49
5.5.1 Un ajustement réglementaire 49
5.5.2 Effet sur la production de logements 52
5.5.3 Effet sur la densité bâtie et les prix 52
5.6 Synthèse et implications 53

6 Estimer la valeur des terrains : vers une nouvelle base fiscale ? 55
6.1 De la transaction à la valeur de marché 55
6.2 Modèles hédoniques 56
6.2.1 Spécification 56
6.2.2 Prédictions hédoniques 57
6.3 Modèles XGBoost 57
6.3.1 Principe du *gradient boosting* 57
6.3.2 Variables et calibration 57
6.4 Performance prédictive 58
6.5 Estimations agrégées 59
6.5.1 Valeur agrégée de la terre résidentielle 59
6.5.2 Confrontation avec la comptabilité nationale 62
6.6 Cartographies à l'échelle micro 63
6.6.1 Distribution nationale 63
6.6.2 Cartographies métropolitaines 64
6.7 Forces et limites comparées des deux approches 65
6.8 Concentration de la base fiscale et comparaison avec le revenu 66
6.8.1 Méthode 67
6.8.2 Une base foncière nettement plus concentrée que le revenu 67
6.8.3 Restriction à la population des propriétaires 68
6.8.4 Concentration de la valeur foncière le long de l'échelle des revenus . 69
6.8.5 Comparaison avec les autres mesures patrimoniales 70
6.8.6 Implications pour la conception fiscale 71
6.9 Synthèse et perspective fiscale 72

7 Taxer le foncier ou taxer le bâti ? La TVA comme expérience naturelle 74
7.1 Taxer le bâti : une expérience naturelle française 74
7.2 Contexte : rénovation urbaine et baisse de TVA 75
7.2.1 Le programme national de rénovation urbaine 75
7.2.2 La réforme de TVA de 2006 75
7.3 Stratégie d'identification 76

7.3.1 Définition des zones de traitement et de contrôle 76
7.3.2 Stabilité de la composition de la population 77
7.4 Effets sur la quantité construite 77
7.5 Effets sur les prix 78
7.5.1 Prix des logements neufs 78
7.5.2 Prix du foncier sous-jacent 79
7.6 Décomposition de l'incidence fiscale 82
7.6.1 Estimation de l'élasticité-prix de la demande 82
7.6.2 Élasticité-prix de l'offre 82
7.6.3 Décomposition de l'incidence 83
7.7 Analyse de bien-être 84
7.7.1 Calcul du surplus total 84
7.7.2 Interprétation 84
7.8 Synthèse et implications fiscales 85

Conclusion générale **87**

Bibliographie **91**

Introduction générale

La valeur des terrains urbains en France représente environ trois années de produit intérieur brut, soit de l'ordre de 7 000 milliards d'euros en 2020 (Bonnet et al. 2021, Trannoy et Wasmer 2022). Cette masse a augmenté plus vite que la richesse produite annuellement et n'est, en l'état actuel de la fiscalité française, que marginalement imposée. Bonnet et al. 2021 ont qualifié cette dynamique de *retour de la terre* : un facteur de production que la théorie économique standard considérait comme secondaire au cours du XX^{e} siècle est redevenu un actif patrimonial de premier rang. Trannoy et Wasmer 2022 ont prolongé cette analyse dans un ouvrage destiné à un public élargi, *Le grand retour de la terre dans les patrimoines*, en y associant une proposition de réforme de la fiscalité foncière.

Ce rapport prolonge ces travaux. Il documente le retour de la terre dans le cas français, en examine les déterminants, et étudie les conditions d'une base fiscale assise sur la valeur vénale du foncier urbain. Il s'inscrit dans le programme de recherche *Les défis économiques d'un foncier et d'un logement abordables* (2022-2025) et s'appuie sur **quatre articles scientifiques** produits dans ce cadre. Le premier (Chapelle et al. 2025) construit une base de données originale sur les transactions de terrains à bâtir en France métropolitaine et compare trois familles de méthodes d'estimation de la valeur foncière à l'échelle de la parcelle (régressions hédoniques, modèles urbains structurels, apprentissage automatique). Le deuxième (Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023) estime l'élasticité-prix de l'offre de logements dans les aires urbaines françaises et la décompose entre contraintes géographiques et contraintes réglementaires. Le troisième (Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026) évalue la loi ALUR de 2014, qui a supprimé les coefficients d'occupation des sols (COS), et documente la réaction stratégique des autorités locales par durcissement des autres outils de zonage. Le quatrième (Chapelle et Trannoy 2025) exploite la baisse de TVA de 20 % à 5,5 % appliquée à partir de 2006 dans certaines zones de rénovation urbaine pour estimer l'élasticité-prix de la demande de surface habitable et la répartition de l'incidence fiscale entre acheteurs, promoteurs et propriétaires fonciers.

L'articulation de ces travaux structure un raisonnement en sept étapes. Les chapitres 1 à 3 établissent le constat. Le chapitre 1 documente l'évolution des prix de l'immobilier au niveau national et entre agglomérations, puis applique la méthode de l'inventaire perpétuel pour en déduire que la dynamique des prix est tirée par celle des terrains sous-jacents ; il

souligne toutefois les limites de cette inférence indirecte. Le chapitre 2 met cette inférence à l'épreuve en analysant l'évolution et l'homogénéité des coûts de construction par type et par région. Le chapitre 3 la met à l'épreuve d'une autre manière, en mobilisant une base de données originale sur les transactions de terrains à bâtir afin d'observer directement les prix du foncier, parcelle par parcelle. Les chapitres 4 et 5 examinent les déterminants de cette dynamique. Le chapitre 4 estime l'élasticité-prix de l'offre de logements et identifie la réglementation locale comme principal facteur d'inélasticité. Le chapitre 5 évalue la loi ALUR de 2014 et documente la capacité des autorités locales à neutraliser une réforme réglementaire nationale. Les chapitres 6 et 7 traitent des instruments mobilisables. Le chapitre 6 présente une méthode d'estimation à grande échelle de la valeur des terrains, qui constitue le préalable technique à toute taxe foncière assise sur la valeur vénale. Le chapitre 7 analyse l'incidence de la baisse de TVA de 2006-2014 et en tire des éléments de comparaison entre une taxe sur le bâti et une taxe sur le sol. La conclusion synthétise ces résultats et formule les conditions d'une base fiscale renouvelée.

Les notions techniques sont introduites progressivement, à l'aide de trois types d'encadrés : *Concept* (définition des notions techniques), *Chiffre clé* (mise en évidence des ordres de grandeur), *Politique publique* (implications opérationnelles). L'ensemble des références citées est rassemblé en fin de volume.

Chapitre 1

L'évolution des prix de l'immobilier en France et le prix du foncier urbanisé

1.1 Une question simple

Depuis le début des années 2000, les prix de l'immobilier en France métropolitaine ont approximativement doublé en termes réels. Cette dynamique est-elle le reflet d'une augmentation des coûts de construction — matériaux, main-d'œuvre, normes — ou bien d'une augmentation de la valeur du sol sur lequel les bâtiments sont édifiés ? La réponse à cette question conditionne le diagnostic posé sur la nature de la crise du logement et oriente les instruments de politique publique mobilisables.

Le présent chapitre établit, à partir des indices nationaux et agrégés, le constat empirique de référence. Trois sources principales sont mobilisées. Les indices Notaires-INSEE fournissent un suivi des prix de l'immobilier ancien depuis 1996 au niveau national et par agglomération. La base *Demande de Valeur Foncière* (DVF), ouverte au public en 2019 et complétée par sa version enrichie DV3F (2010-2022), permet d'établir des comparaisons en niveau entre agglomérations. La comptabilité nationale, enfin, mobilise la méthode de l'*inventaire perpétuel* (Baron 2008) pour décomposer la valeur du parc immobilier entre composante bâtie et composante foncière.

Le chapitre s'organise en trois temps. La section 1.2 retrace l'évolution des prix de l'immobilier au niveau national depuis 2000. La section 1.3 examine les écarts en niveau entre agglomérations en 2018, leur structure de corrélation avec la taille et le revenu local, et leur évolution sur la période. La section 1.4 mobilise la méthode de l'inventaire perpétuel pour décomposer la dynamique entre composante bâtie et composante foncière, et conclut, par déduction, à un rôle prépondérant de la composante foncière. La section 1.5 en discute les limites : la méthode étant résiduelle, elle repose sur l'hypothèse que les coûts de construction sont homogènes et bien mesurés, hypothèse qui sera mise à l'épreuve au chapitre 2 (homogénéité des coûts) et au chapitre 3 (observation directe des prix fonciers).

1.2 L'évolution nationale des prix de l'immobilier

Le suivi des prix de l'immobilier en France repose, depuis la fin des années 1990, sur les bases notariales (BIEN en Île-de-France, Perval en province), quasi exhaustives sur le segment de l'ancien. Ces données ont permis de construire l'indice Notaires-INSEE, indice de référence mesurant l'évolution des prix de l'immobilier ancien à qualité contrôlée, à partir de 1996. Des indices déclinés au niveau des principales agglomérations sont également disponibles. Sa méthodologie repose sur des régressions hédoniques, qui contrôlent les caractéristiques des biens (surface, nombre de pièces, étage, équipements, localisation) afin de mesurer l'évolution des prix à qualité constante. Depuis 2010, la base DV3F la complète en couvrant l'ensemble des transactions immobilières à titre onéreux.

La Figure 1.1 reporte l'évolution de l'indice Notaires-INSEE pour la France métropolitaine et pour quelques grandes agglomérations, en base 100 en 2000. Quatre phases se distinguent.

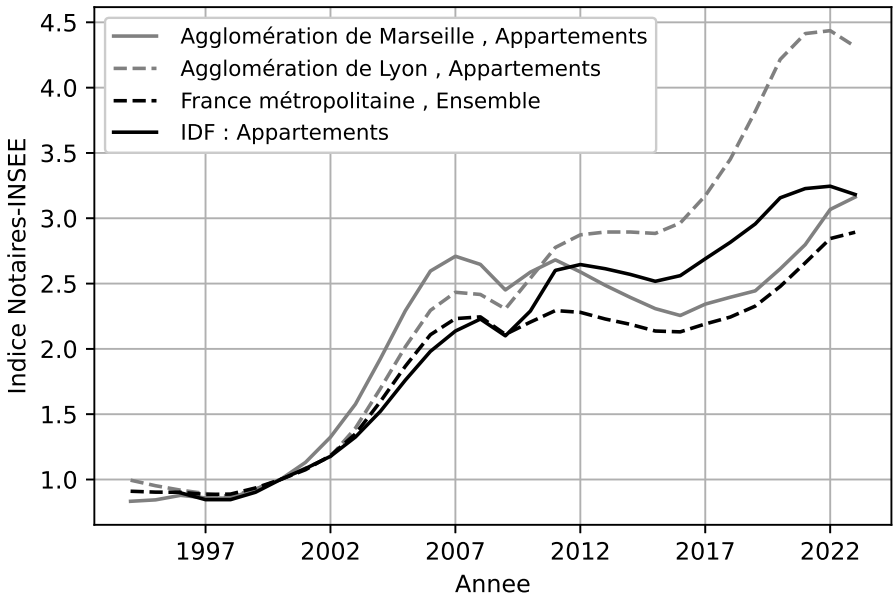


Figure 1.1 – Évolution des prix de l'immobilier ancien dans les principales agglomérations françaises, base 100 en 2000. Source : Notaires-INSEE, calculs des auteurs.

2000-2008. Les prix de l'immobilier ancien doublent en France métropolitaine. Cette envolée est généralement attribuée à la conjonction de plusieurs facteurs : baisse des taux d'intérêt, assouplissement des conditions d'emprunt et inélasticité de l'offre de logements. Sur cette première période, les agglomérations de Lyon et Marseille suivent une dynamique comparable à celle de la moyenne nationale.

2009-2015. La crise financière interrompt brièvement la hausse, qui laisse place à une période de stabilisation, ponctuée d'une légère baisse en début de période. L'Île-de-France

connaît une trajectoire spécifique, marquée par une nouvelle hausse en 2011-2012, suivie d'un plateau.

2016-2019. Une seconde phase haussière s'engage, tirée par les grandes métropoles régionales. Lyon et Bordeaux enregistrent les plus fortes hausses sur la période. L'Île-de-France suit également ce mouvement, alors que les territoires hors grandes agglomérations progressent plus lentement.

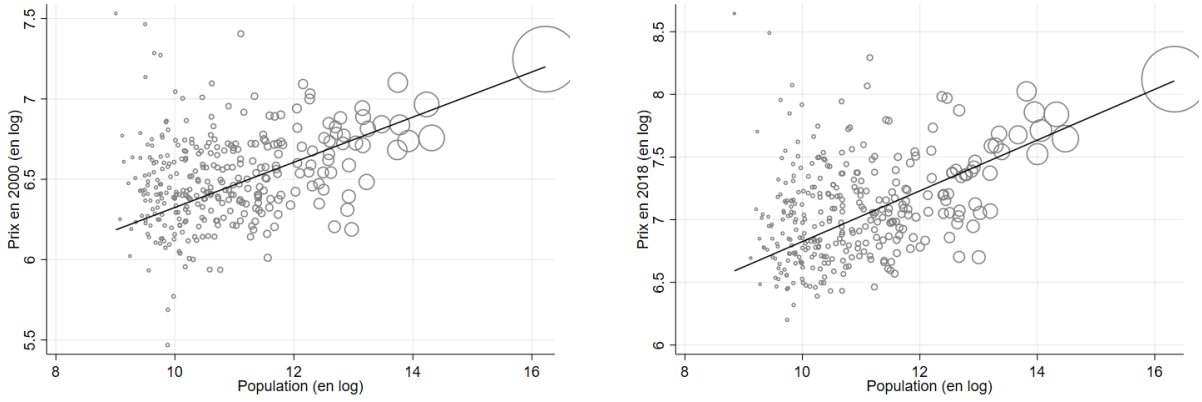
2020 et après. La crise sanitaire et la remontée des taux à partir de 2022 induisent une légère baisse en Île-de-France et dans l'agglomération de Lyon. À l'échelle nationale, cette baisse n'apparaît pas encore, en raison d'une revalorisation des métropoles secondaires et des zones côtières associée au développement du télétravail.

1.3 Les écarts de prix entre agglomérations

1.3.1 Une coupe transversale sur la taille des agglomérations

L'indice national agrège des dynamiques territoriales hétérogènes. Pour caractériser cette hétérogénéité, nous mobilisons les indices municipaux dérivés des transactions notariales (puis DV3F) et reportons en coupe transversale les prix moyens des aires urbaines françaises.

La Figure 1.2 reporte la corrélation entre prix moyen de l'immobilier et population de l'aire urbaine, à deux dates : 2000 (panel a) et 2018 (panel b). Chaque point représente une aire urbaine ; la surface du cercle est proportionnelle à sa population.



(a) 2000 (b) 2018

Figure 1.2 – Prix moyen de l'immobilier en fonction de la population de l'aire urbaine, en 2000 et en 2018 (logs). Source : Notaires-INSEE, calculs des auteurs.

À chacune des deux dates, la relation est positive : les prix sont d'autant plus élevés que l'agglomération est grande. La pente s'accentue toutefois entre 2000 et 2018, ce qui suggère un creusement de l'écart entre grandes et petites agglomérations sur la période. La Figure 1.3 confronte explicitement les deux nuages : pour chaque classe de taille, le

prix moyen en 2018 est plus élevé que celui de 2000, mais la translation est plus marquée pour les grandes aires urbaines.

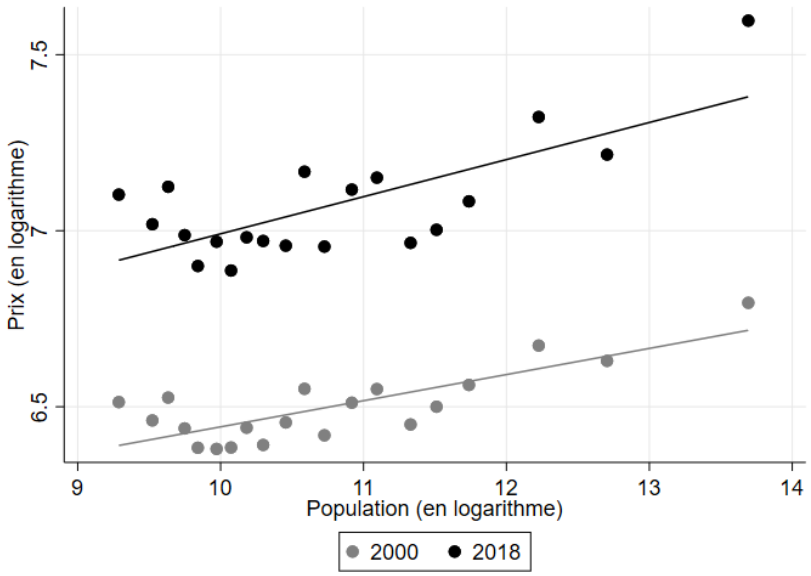


Figure 1.3 – Confrontation 2000 vs 2018 des prix par classe de taille de l'aire urbaine. Source : Notaires-INSEE, calculs des auteurs.

1.3.2 Une corrélation positive avec le revenu local

La Figure 1.4 reporte la corrélation entre prix moyen et revenu moyen local. Comme pour la taille, la relation est positive : les agglomérations à revenu élevé affichent des prix immobiliers plus élevés. À nouveau, la pente s'accentue entre 2000 et 2018, traduisant une concentration croissante de la valorisation immobilière dans les territoires à plus hauts revenus.

La Figure 1.5 reporte enfin la corrélation entre revenu moyen et population de l'aire urbaine. La relation y est également positive et s'accentue dans le temps : les grandes agglomérations sont aussi, en moyenne, les agglomérations à plus hauts revenus, et cet appariement entre taille et revenu se renforce sur la période. Cette structure de double appariement (prix / taille et prix / revenu) est cohérente avec une lecture classique de la rente foncière, dont la valeur capitalise à la fois les aménités urbaines (qui croissent avec la taille) et la capacité contributive locale (qui croît avec le revenu).

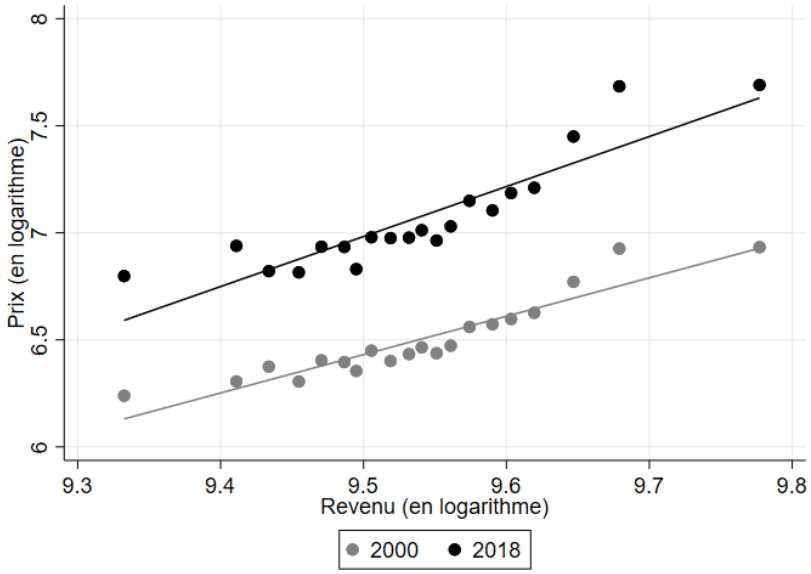


Figure 1.4 – Prix moyen de l'immobilier en fonction du revenu moyen local, en 2000 et en 2018. Source : Notaires-INSEE, FILOCOM, calculs des auteurs.

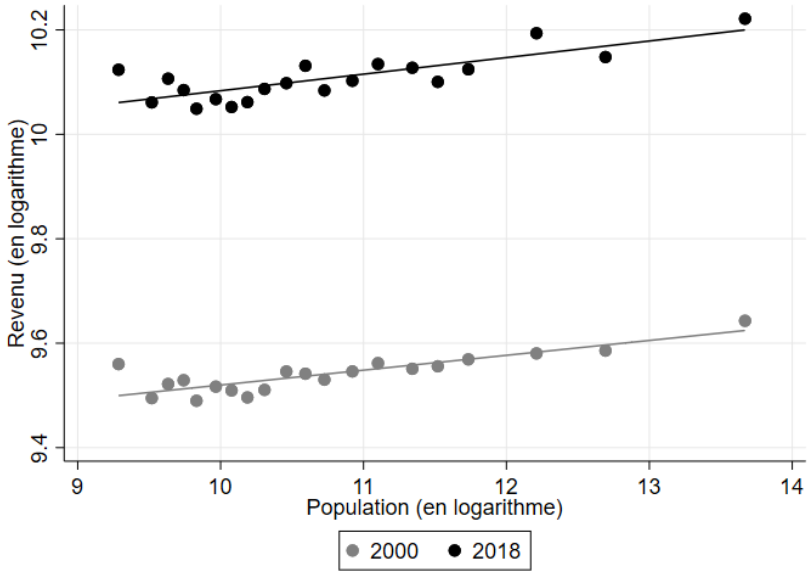


Figure 1.5 – Revenu moyen en fonction de la population de l'aire urbaine, en 2000 et en 2018. Source : FILOCOM, INSEE, calculs des auteurs.

1.3.3 Une divergence territoriale qui s'accentue dans le temps

Pour caractériser la dynamique de cette divergence, nous reportons la corrélation entre niveau initial des prix et taux de croissance ultérieur. Si la croissance des prix était indépendante du niveau de départ, les agglomérations initialement chères et celles initialement bon marché évolueraient au même rythme et la dispersion relative serait stable. Si, à l'inverse, la croissance est positivement corrélée au niveau initial, la dispersion s'accroît dans le temps : les agglomérations chères deviennent encore plus chères, à un

rythme plus rapide que celui des agglomérations moins chères.

La Figure 1.6 reporte cette corrélation pour la période 2000-2018. La pente de la droite ajustée est nettement positive. Les aires urbaines situées dans le quintile supérieur de la distribution des prix en 2000 ont vu leurs prix progresser, en moyenne, de l'ordre de 130 à 150 %, contre environ 50 à 70 % pour le quintile inférieur. La dispersion des prix immobiliers entre territoires français s'est donc creusée sur dix-huit ans.

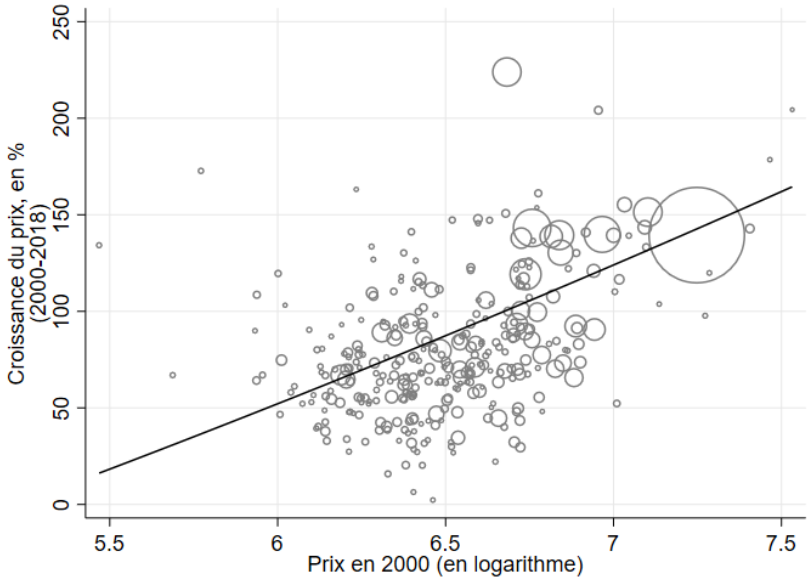


Figure 1.6 – Croissance des prix de l'immobilier entre 2000 et 2018 en fonction du prix initial en 2000, par aire urbaine française. Source : Notaires-INSEE, calculs des auteurs.

Chiffre clé – Une dispersion des prix qui s'accentue

Croissance cumulée des prix de l'immobilier ancien entre 2000 et 2018, par quintile de prix initial en 2000 :

- Quintile inférieur (agglomérations les moins chères en 2000) : **+50 à +70 %** ;
- Quintile supérieur (agglomérations les plus chères en 2000) : **+130 à +150 %**.

1.4 La méthode de l'inventaire perpétuel

1.4.1 Principe

La comptabilité nationale procède à une décomposition systématique du patrimoine immobilier français entre composante bâtie et composante foncière, suivant la méthode de l'inventaire perpétuel (Baron 2008). Cette méthode consiste à cumuler les flux historiques d'investissement en construction, à les déprécier au taux pertinent, puis à comparer la valeur capitale ainsi reconstituée à la valeur de marché de l'ensemble du parc. La différence entre ces deux grandeurs est attribuée à la composante foncière. La méthode est par

construction indirecte : elle ne mesure pas le prix des terrains, mais l'estime comme un résidu.

Concept – L'inventaire perpétuel

La valeur du patrimoine immobilier total (W) est la somme de deux composantes distinctes : la valeur des constructions (les structures) et la valeur des terrains (le foncier). Pour isoler ces deux grandeurs, la statistique publique s'appuie sur la **méthode de l'inventaire perpétuel**.

1. L'évaluation des constructions par les coûts. Cette méthode évalue la valeur des structures (S) en cumulant les flux d'investissements historiques, corrigés de la dépréciation physique (usure) et réévalués aux **coûts de construction** actuels :

$$S_{t+1} = (1 - \delta)\, S_t + I_t \tag{1.1}$$

où S représente le stock de capital bâti, I l'investissement et δ le taux de dépréciation. Cette mesure reflète la valeur intrinsèque du bâti, indépendamment de sa localisation.

2. La mesure résiduelle de la valeur foncière. La valeur foncière (L) est ensuite obtenue par différence entre la valeur de marché du patrimoine immobilier et la valeur des structures calculée précédemment :

$$L_t = W_t - S_t \tag{1.2}$$

3. Le mécanisme de l'inflation foncière. Cette décomposition permet d'observer que toute croissance des prix immobiliers qui excède l'évolution des coûts de construction se traduit intégralement par une appréciation de la valeur du sol. Le foncier agit ainsi comme un réceptacle de la demande immobilière : alors que la valeur des murs reste contrainte par les coûts de production du bâtiment, le prix du terrain absorbe l'intégralité de la rente de rareté.

1.4.2 Une divergence quasi intégralement capitalisée dans le foncier

Bonnet et al. (2021) mobilisent la méthode de l'inventaire perpétuel pour construire un indice du prix des terrains artificialisés en France. La Figure 1.7 reporte cet indice ainsi que l'indice national des coûts de construction. Sur l'ensemble de la période 1998-2020, les coûts de construction progressent modérément, alors que le prix des terrains artificialisés est multiplié par un facteur supérieur à 3.

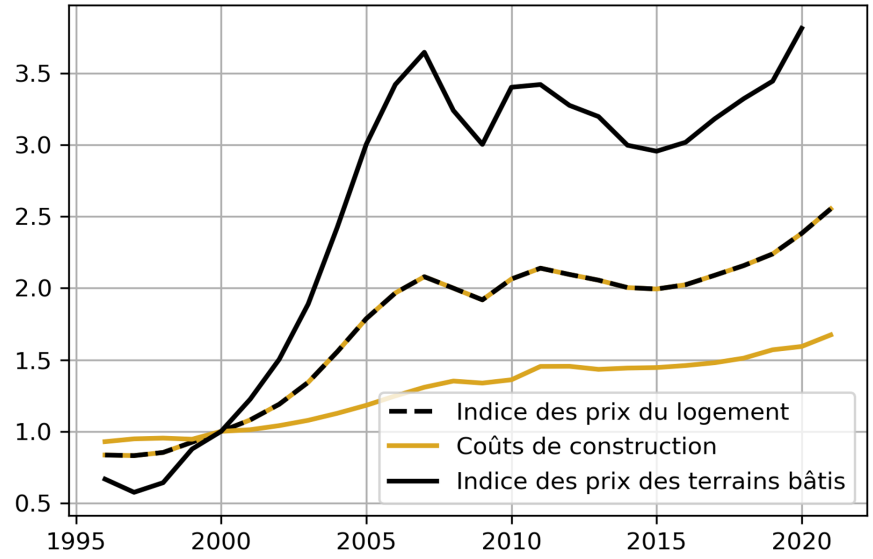


Figure 1.7 – Évolution comparée du prix des structures (coûts de construction) et du prix des terrains artificialisés en France, base 100 en 1998. Source : comptabilité nationale et calculs de Bonnet et al. (2021).

L'écart entre les deux séries se lit ainsi : sur la période 1998-2020, l'augmentation des prix de l'immobilier est, à très grande majorité, capitalisée dans la composante foncière du bien. Le coût de la brique et de la main-d'œuvre n'a pas évolué dans des proportions susceptibles d'expliquer le doublement des prix de l'ancien observé sur la même période. La valeur agrégée du foncier urbain se chiffre, en 2020, à environ 7 000 milliards d'euros, soit l'équivalent de trois années de produit intérieur brut (Bonnet et al. 2021).

Chiffre clé – Le retour de la terre en chiffres

Selon l'inventaire perpétuel appliqué à la comptabilité nationale :

- Valeur agrégée des terrains résidentiels et urbains en France métropolitaine en 2024 : $\sim$ **6 700 milliards d'euros**, soit l'équivalent de $\sim$ **deux années de PIB** ;
- Croissance en termes réels sur la période 1998-2020 : multiplication par environ **3,5**, contre une croissance modérée des coûts de construction sur la même période.

Cette lecture macroéconomique est compatible avec une interprétation classique de la formation des prix immobiliers : le prix d'un logement reflète conjointement le coût de production de la structure et la rente foncière associée à la localisation. Dans un environnement où l'offre de foncier constructible est rigide, une augmentation de la demande de logements se reporte mécaniquement sur la rente foncière sous-jacente (Kok,

Monkkonen et Quigley 2014). La hausse des prix des terrains apparaît alors comme la conséquence — et non la cause — de la pression de la demande sur un stock de logements peu extensible. Cette interprétation sera quantifiée au chapitre 4, qui estime l'élasticité-prix de l'offre de logements en France.

1.5 Limites de la méthode résiduelle et programme des chapitres suivants

L'analyse précédente conclut, par déduction, que la dynamique des prix de l'immobilier en France est principalement portée par la dynamique du foncier. Cette conclusion repose toutefois sur une méthode résiduelle dont les hypothèses méritent d'être examinées.

Une mesure indirecte. La valeur foncière n'est pas observée : elle est obtenue par soustraction entre la valeur de marché du parc immobilier et la valeur reconstituée des structures bâties. Toute erreur dans la mesure des coûts de construction se reporte intégralement, et en sens inverse, sur l'estimation du foncier. Si les coûts de construction sont sous-estimés à l'échelle nationale, la valeur foncière est mécaniquement surestimée ; si la dynamique des coûts est mal captée, c'est la dynamique attribuée au foncier qui est biaisée.

Une mesure agrégée. La méthode opère à l'échelle nationale et ne renseigne pas sur la distribution spatiale ou typologique de la valeur foncière. Or, comme le suggèrent les Figures 1.2 à 1.6, les écarts de prix immobiliers entre territoires sont considérables et leurs dynamiques très hétérogènes. La méthode agrégée n'éclaire ni cette hétérogénéité, ni la part qu'y prend la composante foncière.

Une mesure soumise à une hypothèse d'homogénéité. L'indice national des coûts de construction agrège des dynamiques régionales et typologiques (logement individuel, logement collectif, logement individuel groupé) supposées convergentes. Si les coûts de construction évoluaient en réalité de manière différenciée selon les régions ou les segments, une partie de ce que la méthode résiduelle attribue au foncier pourrait correspondre à une hétérogénéité de coûts mal capturée.

Pour soumettre ces hypothèses à examen empirique, les deux chapitres suivants procèdent à deux mises à l'épreuve complémentaires.

Le chapitre 2 mobilise les données microéconomiques de l'enquête *Prix de Revient des Logements Neufs* (PRLN) pour étudier l'évolution et l'homogénéité des coûts de construction par segment (individuel, collectif) et par région. L'objectif est de vérifier que la modération des coûts de construction observée à l'échelle nationale n'est pas un artefact statistique masquant des dynamiques régionales ou typologiques divergentes susceptibles d'expliquer les écarts de prix immobiliers entre territoires.

Le chapitre 3 mobilise une base de données originale sur les transactions de terrains

à bâtir en France métropolitaine pour observer directement les prix du foncier, parcelle par parcelle, et comparer cette mesure directe à celle obtenue par déduction au présent chapitre. L'objectif est de confronter l'évolution des prix fonciers sous-jacents inférée par la méthode résiduelle aux évolutions de prix de terrains mesurés sur des transactions effectives.

Ces deux mises à l'épreuve permettront de qualifier la robustesse de la conclusion principale du présent chapitre, à savoir le rôle prépondérant de la composante foncière dans l'inflation immobilière française.

Politique publique – Mesurer le foncier comme préalable à toute réforme

La mesure indirecte du foncier par la méthode de l'inventaire perpétuel constitue, en l'état, le seul instrument disponible à l'échelle nationale. Cette mesure est utile pour fixer les ordres de grandeur, mais elle ne permet ni d'établir une assiette fiscale individuelle, ni de suivre les évolutions territoriales fines, ni d'évaluer les effets locaux d'une réforme. La mise en place d'une fiscalité foncière assise sur la valeur vénale du sol suppose donc, en amont, le développement d'instruments d'évaluation à la fois directs et reproductibles. Le chapitre 6 du présent rapport documente les méthodes envisageables.

Chapitre 2

Les coûts de construction : évolution et homogénéité territoriale

2.1 Mettre à l'épreuve la mesure indirecte du foncier

Le chapitre 1 a conclu, par déduction au moyen de la méthode de l'inventaire perpétuel, que la dynamique des prix de l'immobilier français des deux dernières décennies est principalement portée par la dynamique du foncier. Ce résultat repose sur deux hypothèses portant sur la mesure des coûts de construction qu'il convient d'examiner.

Première hypothèse : les coûts de construction nationaux ont été correctement mesurés. L'indice du coût de la construction (ICC) publié par l'INSEE est construit à l'aide d'une approche hédonique, dont la finalité est de neutraliser les effets de qualité dans la comparaison temporelle des coûts. Mais l'ICC est agrégé au niveau national, sans déclinaison régionale ou typologique. Si la qualité moyenne des logements construits a évolué de manière hétérogène entre régions, ou si la composition par segment (individuel, collectif) a changé, l'indice national agrégé peut sous-estimer ou surestimer la dynamique réelle des coûts. À titre d'illustration, le coût moyen au mètre carré observé dans l'enquête *Prix de Revient des Logements Neufs* (PRLN) a progressé de 46 % entre 2010 et 2021, contre 22 % pour l'ICC à qualité contrôlée.

Seconde hypothèse : les coûts de construction sont homogènes sur le territoire. La méthode de l'inventaire perpétuel applique un indice national de coûts à l'ensemble du parc immobilier français. Si les coûts variaient sensiblement d'une région à l'autre, l'attribution mécanique d'un indice unique à des territoires hétérogènes biaiserait l'estimation résiduelle du foncier, et en particulier les écarts inter-régionaux observés au chapitre 1 (Figures 1.2 à 1.6) pourraient n'être que des artefacts.

Le présent chapitre soumet ces deux hypothèses à examen empirique en mobilisant les données microéconomiques de l'enquête PRLN, qui renseignent les coûts de construction au niveau du projet, par segment (individuel, individuel groupé, collectif) en raison du faible

nombre d'observation, nous conduirons notre analyse au niveau régional en comparant notament l'Ile de France au reste de la France. L'analyse se déroule en quatre temps. La section 2.2 confronte l'évolution du coût moyen brut à celle de l'ICC pour quantifier la part attribuable à l'effet qualité. La section 2.3 examine l'homogénéité régionale des coûts de construction. La section 2.4 construit un indice hédonique microéconomique par segment afin d'évaluer les divergences typologiques. La section 2.5 en tire la synthèse.

2.2 L'ICC et la correction de l'effet qualité

L'INSEE publie un *Indice du Coût de la Construction* (ICC) construit selon une approche hédonique, dont la finalité est de neutraliser les variations de qualité dans la comparaison temporelle des coûts. La Figure 2.1 compare l'évolution du coût moyen au mètre carré observé dans l'enquête PRLN à celle de l'ICC sur la période 2010-2021.

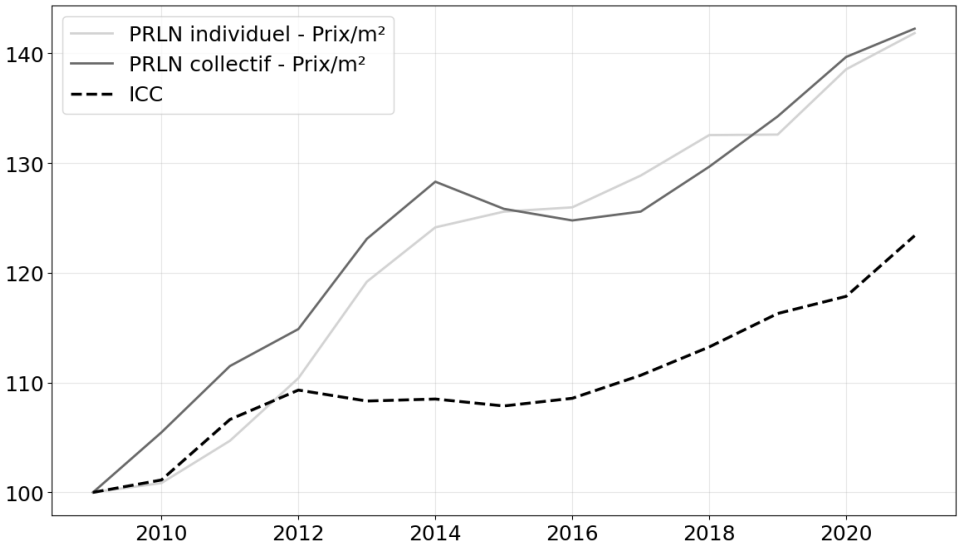


Figure 2.1 – Évolution comparée du coût moyen au mètre carré (PRLN) et de l'Indice du Coût de la Construction (ICC), base 100 en 2010. Source : PRLN, INSEE, calculs des auteurs.

Sur la période, le coût moyen au mètre carré observé dans l'enquête PRLN progresse d'environ 46 %, contre environ 22 % pour l'ICC. L'écart entre les deux séries reflète une amélioration de la qualité moyenne des logements neufs construits sur la période (surface, équipements, normes énergétiques). Une fois cet effet qualité neutralisé, les coûts de construction à qualité constante n'ont progressé que de 22 % sur onze ans, soit une croissance modérée au regard de l'évolution des prix de l'immobilier sur la même période.

Concept – La régression hédonique

Une régression hédonique consiste à expliquer le prix d'un bien par un ensemble de caractéristiques observables (surface, nombre de pièces, équipements, localisation, période, etc.). Le coefficient associé à chacune de ces caractéristiques s'interprète comme le prix implicite que le marché y attache, à autres caractéristiques égales. Lorsqu'on introduit en plus des indicatrices temporelles, le coefficient associé à la période donne la variation des prix à qualité contrôlée. C'est la base méthodologique des indices Notaires-INSEE, de l'ICC et de la plupart des indices de prix immobiliers utilisés dans les travaux empiriques. Le rapport mobilise cette méthode à plusieurs reprises, en particulier au chapitre 6 pour estimer la valeur foncière à l'échelle de la parcelle.

2.3 Une homogénéité régionale des coûts de construction

L'enquête PRLN permet en outre de tester l'homogénéité régionale des coûts de construction. La Figure 2.2 présente l'évolution du coût moyen au mètre carré par région et par segment. Trois résultats se dégagent.

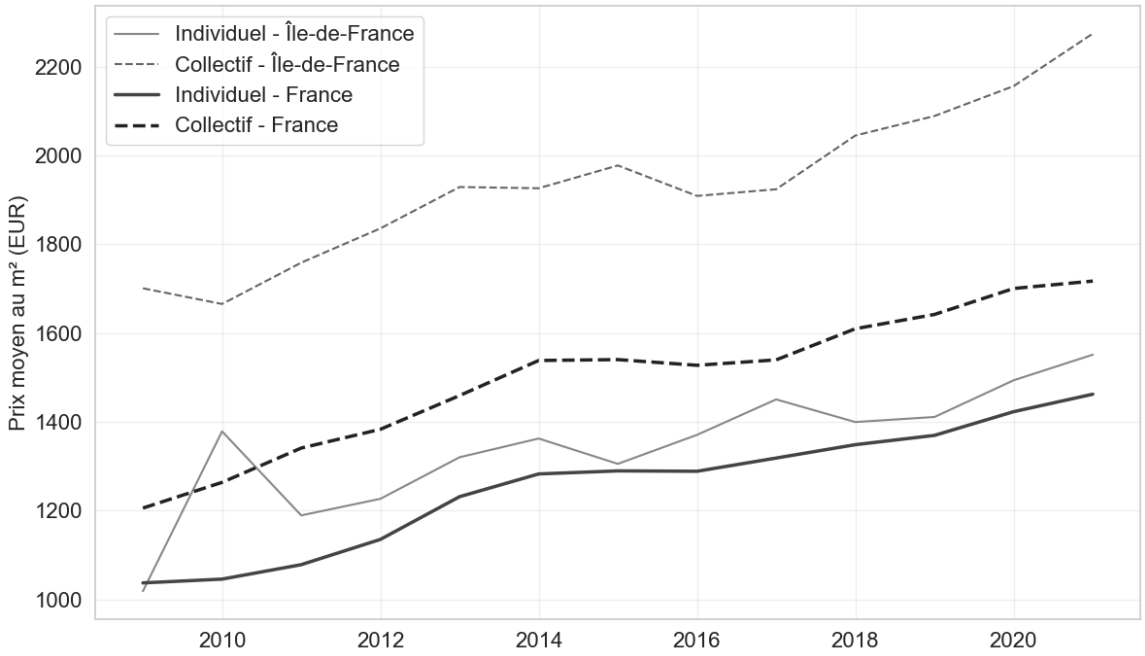


Figure 2.2 – Évolution du coût moyen au mètre carré construit par région et par segment de marché. Source : PRLN, calculs des auteurs.

Premier résultat : les niveaux de coûts sont relativement homogènes, à l'exception du collectif francilien. Le coût de construction moyen d'un logement collectif est, sur l'ensemble du territoire hors Île-de-France, de 1 328 €/m². En Île-de-France, ce coût atteint

1 741 €/m², soit un écart de l'ordre de 31 %. Cet écart est tiré par Paris (2 639 €/m²) et la petite couronne (2 043 €/m²). La grande couronne francilienne (1 493 €/m²) est en revanche proche de la moyenne nationale. Le surcoût parisien et de petite couronne peuvent s'expliquer par la densité urbaine, qui complique la logistique de chantier (livraisons, stockage, accessibilité).

Deuxième résultat : les écarts entre individuel et collectif sont stables. Il existe un écart entre le coût de production des logements collectifs et individuels qui pourrait s'expliquer par le fait que la hauteur des bâtiment peut générer des surcoûts de production significatifs. En revanche, les coûts de construction d'un logement individuel et d'un logement collectif suivent des trajectoires parallèles. Le collectif est en moyenne 16 % plus coûteux au mètre carré que l'individuel, et cet écart reste stable sur la période contrairement à ce que nous avons observé pour les prix de l'immobilier dans le chapitre précédent.

Troisième résultat : les dynamiques d'évolution sont parallèles. Bien que le niveau du collectif francilien soit supérieur à celui des autres régions, son taux de croissance entre 2010 et 2021 est comparable à celui des autres marchés (Figure 2.2). Autrement dit, l'écart entre Île-de-France et reste du territoire ne s'est pas creusé sur la période.

La Figure 2.3 présente la distribution régionale des coûts de construction sur la période, en euros constants de 2010. Elle confirme que la dispersion des coûts de construction entre régions est faible au regard de la dispersion des prix immobiliers documentée au chapitre 1 (Figure 1.2).

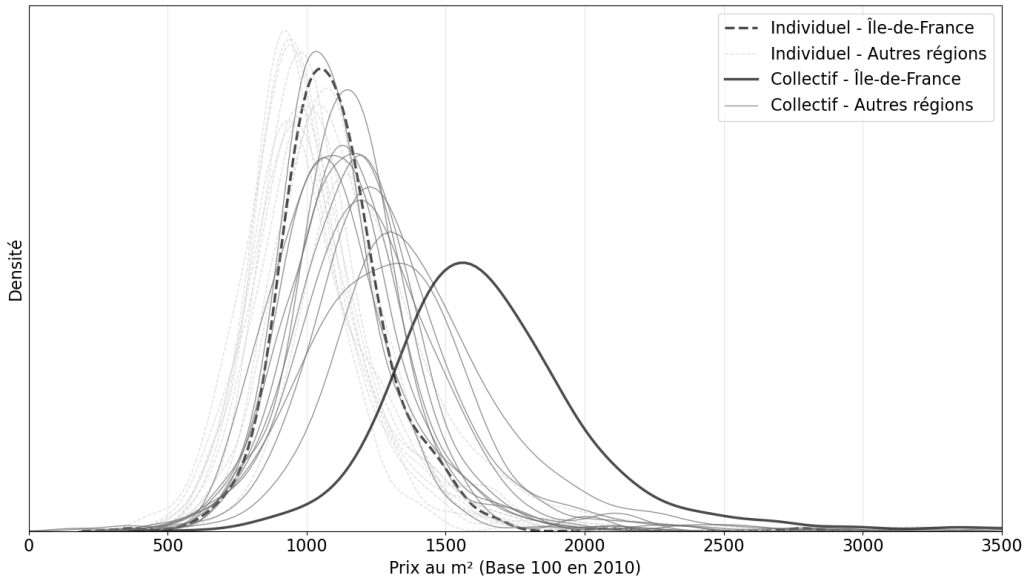


Figure 2.3 – Distribution régionale des coûts de construction au mètre carré, en euros constants de 2010. Source : PRLN, calculs des auteurs.

2.4 Un indice hédonique microéconomique

Afin de compléter le suivi de l'INSEE, qui ne publie l'ICC qu'au niveau national agrégé, nous construisons un indice hédonique des coûts de construction par segment et par région. Pour chaque segment de marché (individuel, individuel groupé, collectif), nous estimons sur des fenêtres glissantes de deux années consécutives $(t-1, t)$ la régression :

$$\ln(P_{i,\tau}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{k,i} + \gamma D_{i,t} + \epsilon_{i,\tau}, \tag{2.1}$$

où $\ln(P_{i,\tau})$ désigne le logarithme du montant total des travaux du projet i, $X_{k,i}$ un vecteur de caractéristiques techniques (surface, niveaux, mode de chauffage, etc.) et $D_{i,t}$ une indicatrice valant 1 pour l'année t et 0 pour l'année $t-1$. L'évolution annuelle du segment est donnée par $\Delta_t = \exp(\hat{\gamma})$. L'indice global est obtenu par agrégation des sous-indices au moyen d'une moyenne harmonique pondérée par la part du segment dans le total des constructions.

La Figure 2.4 compare cet indice hédonique à l'ICC publié par l'INSEE sur la période 2010-2021. Les deux séries sont proches mais ne se confondent pas : notre méthodologie diffère de celle de l'INSEE par le choix des variables, la procédure de chaînage temporel et la pondération entre segments. Sur la période, notre indice progresse d'environ 26 %, contre 22 % pour l'ICC. Les deux séries restent de toute façon très en dessous de l'évolution du coût moyen non corrigé (46 %).

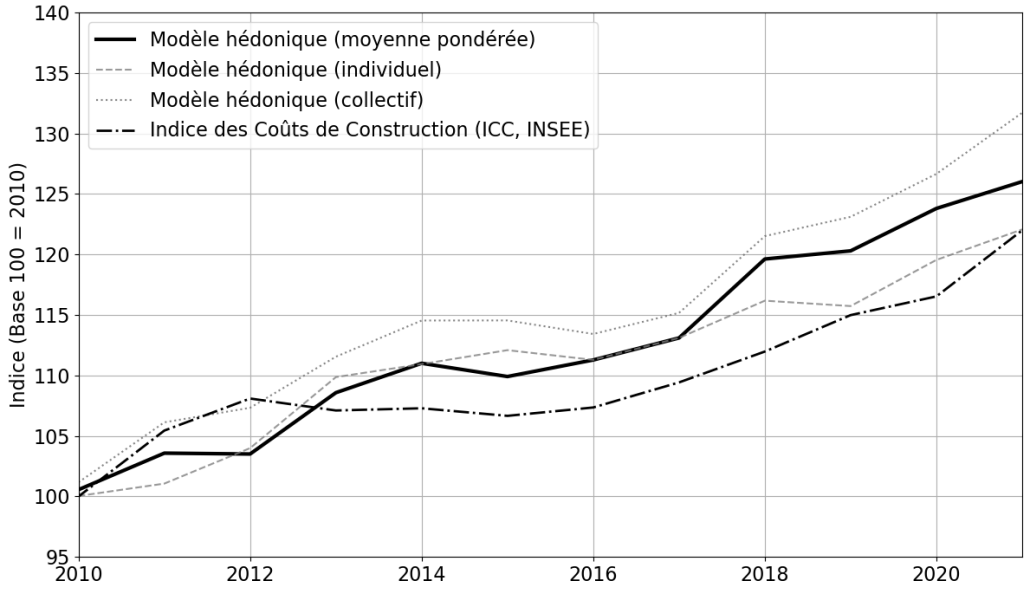


Figure 2.4 – Évolution comparée de notre indice hédonique des coûts de construction et de l'ICC publié par l'INSEE, base 100 en 2010. Source : PRLN, INSEE, calculs des auteurs.

Si l'évolution des coûts moyens par mètre carré est comparable sur les segments individuel et collectif, l'analyse à qualité constante révèle une divergence à partir de 2018.

Sur la période 2010-2021, notre indice hédonique progresse de 22 % pour l'individuel et de 32 % pour le collectif. La divergence reste néanmoins limitée au regard de l'écart entre prix de l'immobilier et coûts de construction. On peut s'interroger sur la forte inflation à qualité constante décelée en fin de période dans le collectif (+30%, soit le double de l'IPC), marquée par une rupture de pente en 2017. La période de taux bas (2017-2021) ayant simultanément solvabilisé la demande et réduit le coût financier de la dette pour les promoteurs sur la période. Des analyses complémentaires pourraient être utiles afin de confirmer ou infirmer cette tendance et en étudier les conséquences.

2.5 Synthèse

Les analyses microéconomiques conduites dans ce chapitre éclairent deux des hypothèses fondatrices de la méthode résiduelle utilisée au chapitre 1.

Premièrement, la modération des coûts de construction à qualité constante est confirmée. L'écart entre la croissance du coût moyen au mètre carré (+46 %) et celle de l'indice hédonique (+26 %) traduit principalement une amélioration de la qualité moyenne des logements neufs sur la période. L'ICC publié par l'INSEE (+22 %) et notre indice hédonique microéconomique convergent dans des proportions qui ne remettent pas en cause l'ordre de grandeur retenu par la méthode de l'inventaire perpétuel.

L'analyse révèle un point d'attention sur la fin de période : à partir de 2018, les coûts hédoniques du collectif progressent plus vite que ceux de l'individuel. Cet écart, bien que limité au regard de l'écart entre prix immobiliers et coûts de construction, est cohérent avec une dynamique spécifique de la production de logements collectifs, qui concentrent par ailleurs la croissance des prix fonciers documentée au chapitre 3.

Ces résultats confortent la conclusion du chapitre 1 : la quasi-totalité de l'écart entre prix de l'immobilier et coûts de construction est attribuable à la composante foncière. Il reste, pour clore cette mise à l'épreuve, à confronter directement l'évolution des prix fonciers sous-jacents inférée par la méthode résiduelle à l'évolution des prix de terrains observée sur des transactions effectives. C'est précisément l'objet du chapitre 3, qui mobilise une base de données originale sur les transactions de terrains à bâtir en France métropolitaine pour estimer un indice de prix fonciers à partir des prix réellement payés.

Chapitre 3

Observer les prix des terrains à bâtir

3.1 Du résidu agrégé à la transaction observée

Le chapitre 1 a établi, à partir des indices nationaux, que l'inflation immobilière française des deux dernières décennies est principalement une inflation foncière. Ce constat s'appuie sur une mesure indirecte de la valeur du foncier, obtenue par soustraction entre la valeur de marché du parc immobilier et la valeur reconstituée des structures bâties. Cette mesure est utile pour fixer les ordres de grandeur agrégés mais elle ne permet ni d'observer les prix du foncier au niveau d'une parcelle, ni de documenter la géographie fine du marché foncier, ni de distinguer les segments qui le composent. Par ailleurs, elle repose sur des hypothèses fortes car elle ne mobilise des transactions portant sur le foncier qu'en début de période mais n'a jamais été mise à jour depuis les années 1990 (Baron 2008).

Le présent chapitre mobilise une base de données originale qui combine les transactions immobilières (DV3F), le cadastre numérisé (Fichiers Fonciers) et l'enquête sur les permis de construire (EPTB) pour reconstituer, transaction par transaction, le marché du foncier urbain en France métropolitaine sur la période 2010-2019. Cette base, construite et exploitée dans Chapelle et al. 2025, présente deux apports principaux. Premièrement, elle couvre l'ensemble des transactions de terrains à bâtir, qu'elles concernent la construction de maisons individuelles ou la production de logements collectifs — ces dernières étant traditionnellement absentes des sources publiques. Deuxièmement, elle permet, par comparaison avec l'enquête EPTB, de valider la méthode d'identification des transactions destinées à la construction.

Le chapitre s'organise en quatre temps. La première section décrit les sources de données mobilisées. La deuxième section présente la méthode d'identification des parcelles achetées en vue d'une construction ou d'une reconstruction. La troisième section documente la composition du marché foncier français, en distinguant les segments de l'individuel et du collectif. La quatrième section examine la divergence des prix entre ces deux segments, à la fois dans leur répartition spatiale et dans leur évolution temporelle.

3.2 Sources de données

La construction d'une base sur le prix des terrains urbains en France suppose de croiser plusieurs sources, chacune apportant une information partielle. Nous mobilisons quatre sources principales.

Demande de Valeurs Foncières (DV3F). La base DV3F, produite par le CEREMA à partir des informations transmises par les notaires, recense l'ensemble des transactions à titre onéreux portant sur des biens immobiliers depuis 2010, à l'exclusion des transactions impliquant des sociétés civiles immobilières. Chaque transaction est géolocalisée et renseigne le prix payé, l'identifiant cadastral, la nature du bien et, dans la majorité des cas, ses caractéristiques principales. La base couvre l'ensemble du territoire national, à l'exception de l'Alsace et de la Moselle, qui relèvent d'un système cadastral distinct (livre foncier).

Une variable indique si la transaction porte sur un terrain considéré comme constructible. Cette variable est cependant jugée peu fiable par son producteur : seules 30 % des parcelles que nous identifions comme transactions de terrain à bâtir y sont initialement renseignées comme telles. La construction d'une base fiable suppose donc une procédure d'identification dédiée, présentée à la section 4.4.

Fichiers Fonciers. Les Fichiers Fonciers correspondent au cadastre numérisé. Ils sont produits annuellement par le CEREMA depuis 2009, à l'exception de 2010. Ils décrivent l'ensemble des parcelles, bâtiments et logements en France, avec leurs caractéristiques (surface, nombre de pièces, année d'achèvement, qualité, valeur locative cadastrale, type de propriétaire). Ils fournissent en particulier l'information sur la nature du logement (individuel ou collectif), définie selon le nombre de logements distincts présents dans un même bâtiment. Une table dédiée décrit les parcelles, leur usage et les bâtiments qu'elles supportent. Une autre table renseigne les propriétaires.

Enquête sur les Prix des Terrains à Bâtir (EPTB). L'EPTB est une enquête déclarative réalisée auprès des ménages déposant une demande de permis de construire pour une maison individuelle. Disponible depuis 2006, elle renseigne le prix d'achat du terrain, la surface du terrain acquise et le coût de construction estimé du logement projeté. Cette base a été mobilisée par Combes, Duranton et Gobillon 2021 pour estimer la fonction de production des logements individuels. Nous l'utilisons comme *benchmark* : elle permet de valider la méthode d'identification des transactions de terrains à bâtir destinées à la construction de maisons individuelles.

Données contextuelles. Pour caractériser l'environnement local de chaque parcelle, nous complétons ces sources par les données carroyées de l'INSEE (revenu moyen et

population, à un pas de 100 mètres en zone urbaine et 1 kilomètre en zone peu dense), ainsi que par la BD TOPO (relief, pente, exposition).

3.3 Identifier les transactions de terrains à bâtir

L'identification des transactions de terrains à bâtir parmi l'ensemble des transactions enregistrées dans DV3F constitue le principal défi méthodologique de cette base. La variable indicatrice de la base elle-même étant peu fiable, nous procédons par recoupement entre l'état de la parcelle au moment de la transaction et son état dans la version la plus récente du cadastre (2023). La procédure se déroule en trois temps.

3.3.1 Mise en correspondance spatiale

Nous associons chaque transaction à la parcelle correspondante dans le cadastre 2023 par appariement géographique, en utilisant les coordonnées plutôt que les identifiants cadastraux. Ce choix permet de tenir compte des modifications du parcellaire intervenues après la transaction, par exemple lorsqu'une grande parcelle a été divisée pour accueillir plusieurs maisons individuelles. Pour chaque transaction, nous calculons la surface de recouvrement entre la parcelle au moment de la transaction et la ou les parcelles identifiées en 2023. Nous imposons un seuil de recouvrement minimal de 50 m^2 pour limiter le bruit, et nous retenons cette surface intersectée comme mesure finale de la taille du terrain. Nous éliminons par ailleurs les transactions de prix inférieur à 3 000 €, jugées non représentatives de transactions de marché, et excluons les ventes en l'état futur d'achèvement (VEFA, soit environ 7 % de l'échantillon), pour lesquelles le prix inclut à la fois le terrain et la construction.

3.3.2 Identification des parcelles achetées pour construction

Une transaction est identifiée comme portant sur un terrain à bâtir lorsqu'elle satisfait à au moins l'une des deux conditions suivantes :

1. **Construction sur parcelle vierge** : la parcelle est non bâtie au moment de la transaction (selon DV3F) et bâtie dans le cadastre 2023.
2. **Reconstruction après démolition** : la transaction précède l'année d'achèvement du plus ancien bâtiment présent sur la parcelle en 2023. La transaction est en outre la dernière observée sur la parcelle avant la nouvelle construction. Lorsque plusieurs transactions précèdent la reconstruction sur une même parcelle, leurs prix sont sommés s'il s'agit de plusieurs lots d'un programme collectif, ou nous retenons la dernière transaction s'il s'agit d'une maison individuelle.

Cette procédure repose sur une logique *ex post* : l'état de la parcelle en 2023 sert de référence pour qualifier la transaction passée. Nous restreignons en conséquence l'échantillon aux transactions intervenues entre 2010 et 2019, période pour laquelle les délais de permis, de construction et de mise à jour cadastrale sont compatibles avec une identification fiable. À partir de 2020, le nombre de transactions identifiées comme développement décroît rapidement, ce qui peut à la fois refléter des délais d'achèvement mais aussi l'influence de la pandémie.

3.3.3 Classification par type de développement et nettoyage

Les parcelles identifiées comme achetées pour construction sont ensuite classées en deux segments selon le type de bâtiment qu'elles accueillent en 2023 : maisons individuelles ou immeubles collectifs (logements collectifs au sens du CEREMA, c'est-à-dire plusieurs logements distincts dans une même structure). Nous appliquons un ensemble de règles de nettoyage standard, incluant l'exclusion des parcelles inférieures à 100 m^2, la suppression des bailleurs sociaux pour le segment individuel et l'exclusion des centiles extrêmes des prix au mètre carré au sein de chaque département.

À l'issue de ces étapes, l'échantillon final comprend 663 267 parcelles destinées à la construction de maisons individuelles et 35 693 parcelles destinées à la production de logements collectifs sur la période 2010-2019.

Concept – L'identification *ex post* des terrains à bâtir

La méthode d'identification présentée dans cette section est dite *ex post* : elle qualifie la nature d'une transaction passée à partir de l'état de la parcelle observé plusieurs années plus tard. Cette logique inverse l'approche traditionnelle, qui aurait consisté à se fier à la déclaration au moment de la transaction. Elle présente deux avantages : elle est robuste aux erreurs de déclaration et aux changements de classification administrative, et elle permet d'identifier les transactions de redéveloppement, mal repérées par les sources usuelles. Elle suppose en revanche que le projet effectivement réalisé reflète l'intention au moment de la transaction, ce qui justifie les filtres appliqués (délais, prix minimal, exclusion des VEFA).

Table 3.1 – Statistiques descriptives des transactions de terrains à bâtir

	(1) DV3F unfiltered	(2) DV3F all	(3) EPTB single	(4) DV3F single	(5) DV3F multi
Observations	914,847	698,801	590,790	663,267	35,693
Total price - mean	151,742	119,696	73,885	77,201	909,190
Total price - median	67,351	63,360	60,000	60,600	350,000
Surface - mean	1569	1026	985	949	2453
Surface - median	756	724	750	716	1089
Price per sqm - mean	202	155	110	125	709
Price per sqm - median	93	93	84	89	352
Units built - mean	2	2	1	1	25
Units built - sum	1,705,436	1,482,374	590,707	660,650	822,349
Region (%)					
Alsace-Champagne-Ardenne-Lorraine	3	3	3	3	2
Aquitaine-Limousin-Poitou-Charentes	15	15	15	15	8
Auvergne-Rhône-Alpes	13	12	12	12	16
Bourgogne-Franche-Comté	4	4	4	4	3
Bretagne	10	10	10	10	5
Centre-Val de Loire	4	4	4	4	2
Corse	1	0	0	0	0
Île-de-France	6	5	4	4	20
Languedoc-Roussillon-Midi-Pyrénées	14	13	13	14	11
Nord-Pas-de-Calais-Picardie	8	7	6	7	7
Normandie	6	6	7	6	3
Pays de la Loire	11	11	11	11	6
Provence-Alpes-Côte d'Azur	6	5	4	4	9
Year of transaction (%)					
2010	13	13	6	13	12
2011	12	12	9	12	13
2012	10	10	12	10	11
2013	9	9	10	9	10
2014	8	8	9	8	9
2015	8	8	9	8	9
2016	9	9	9	9	10
2017	10	11	12	11	10
2018	8	9	10	9	8
2019	7	7	10	7	5
Type of unit (%)					
Activity	2	0	0	0	18
Apartments	1	0	0	0	8
Garage	0	0	0	0	0
House	6	1	0	0	28
Land plot	88	96	100	100	40
Other	0	0	0	0	5
Buyer (%)					
Developer	3	1		0	20
Other	4	1		0	28
Private household	82	95		100	16
Public	0	0		0	2
Real estate company	7	0		0	16
Social landlord	1	0		0	16
Seller (%)					
Developer	16	19		20	9
Other	14	16		16	17
Private household	51	49		49	50
Public	9	9		9	10
Real estate company	4	3		2	10
Social landlord	1	2		2	1

Source : DV3F, Fichiers Fonciers et EPTB. Calculs des auteurs. Les colonnes 1 et 2 portent sur l'ensemble des transactions identifiées par notre méthode, avant et après nettoyage. La colonne 3 reporte le *benchmark* EPTB sur le segment individuel (Alsace-Moselle exclues pour comparabilité). Les colonnes 4 et 5 distinguent les segments individuel et collectif dans notre base.

3.4 Composition du marché foncier français

3.4.1 Validation par comparaison avec l'EPTB

Le tableau 3.1 présente les statistiques descriptives de la base avant nettoyage (colonne 1), après nettoyage (colonne 2), pour le *benchmark* EPTB sur le segment individuel (colonne 3), pour notre segment individuel (colonne 4) et pour le segment collectif (colonne 5).

La comparaison entre les colonnes 3 et 4 valide la méthode d'identification sur le segment individuel. Notre base couvre un nombre comparable de logements à celui de l'EPTB, sur la même période et sur le même périmètre géographique. La distribution est légèrement décalée à droite, avec des prix au mètre carré marginalement supérieurs, ce qui reflète à la fois une légère sous-représentation des dernières années (en raison des délais d'achèvement) et la couverture plus large que l'EPTB en termes de profils d'acheteurs et de vendeurs.

3.4.2 Le poids du segment collectif

La colonne 5 du tableau 3.1 documente le marché foncier collectif, généralement absent des sources statistiques publiques. Sur la période 2010-2019, ce segment représente seulement 35 693 transactions, contre 663 267 pour l'individuel. Mais chaque parcelle collective accueille en moyenne près de 24 logements, contre 1 pour une parcelle individuelle. En conséquence, environ 820 000 nouveaux logements ont été produits sur le segment collectif sur la période, contre une production équivalente sur le segment individuel. Cinq pour cent des transactions de terrains à bâtir représentent ainsi 55 % des nouveaux logements produits.

Chiffre clé – 5 % des transactions, 55 % des logements

Sur la période 2010-2019, en France métropolitaine :

- 663 267 parcelles vendues pour la construction de maisons individuelles, soit autant de logements ;
- 35 693 parcelles vendues pour la production de logements collectifs, totalisant environ 820 000 logements (soit 24 logements par parcelle en moyenne).

Le segment collectif représente ainsi 5 % des transactions et 55 % des logements neufs produits. Il est concentré dans les grandes agglomérations.

3.4.3 Profils des acheteurs et des vendeurs

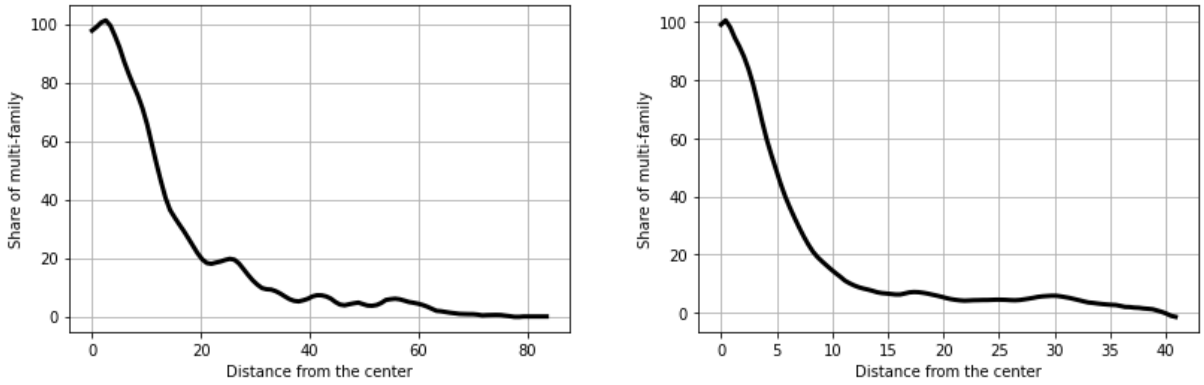
La composition des acteurs diffère sensiblement entre les deux segments. Sur le segment individuel, les acheteurs sont quasi exclusivement des ménages privés (82 % de l'échan-

tillon non filtré). Sur le segment collectif, les acheteurs sont majoritairement des acteurs institutionnels et personnes morales : les ménages privés ne représentent plus que 16 % des acquéreurs. La distribution des vendeurs est plus équilibrée, avec une présence plus marquée des promoteurs sur le segment individuel (20 % contre 9 % sur le collectif) et des sociétés immobilières sur le segment collectif (10 % contre 2 % sur l'individuel). Ces écarts reflètent la professionnalisation différenciée des deux marchés.

3.5 Une divergence spatiale et temporelle des prix fonciers

3.5.1 Gradients de prix selon la distance au centre

Pour documenter la structure spatiale du marché, nous calculons, pour chacune des principales aires urbaines françaises, la distance euclidienne entre chaque transaction et le centroïde de l'aire urbaine, défini en pondérant les coordonnées des communes par leur nombre d'emplois (Combes, Duranton et Gobillon 2019). La Figure 3.1 présente la part des transactions destinées à la construction de logements collectifs en fonction de cette distance, pour les agglomérations de Paris (13 millions d'habitants) et de Lyon (2,3 millions).



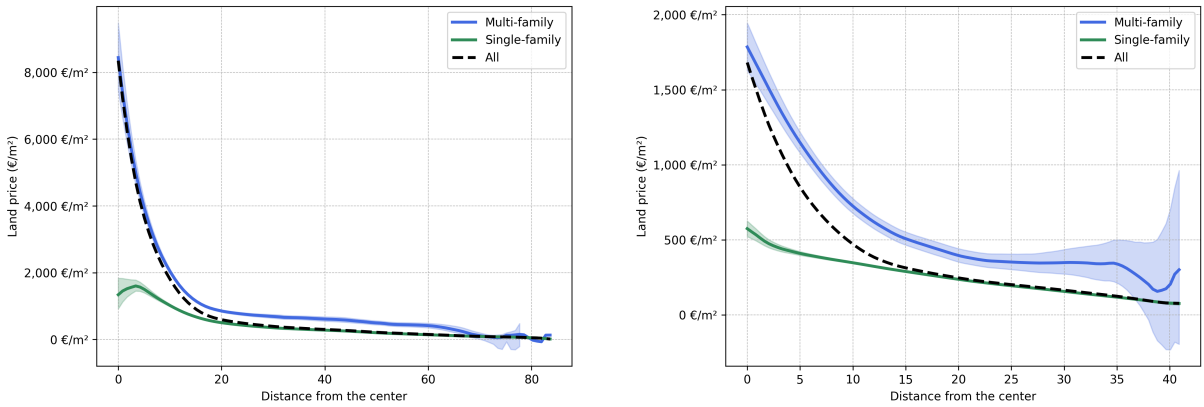
(a) Paris (b) Lyon

Figure 3.1 – Part des transactions de terrains à bâtir destinées à la construction de logements collectifs, en fonction de la distance au centre de l'aire urbaine. Source : DV3F, Fichiers Fonciers, calculs des auteurs.

Le segment collectif est très fortement concentré près du centre des agglomérations, conformément aux prédictions du modèle monocentrique standard (Alonso 1964 ; Muth 1969 ; Mills 1972). Le segment individuel est, à l'inverse, presque absent des zones centrales et se concentre en périphérie. Cette ségrégation spatiale a des conséquences directes sur l'estimation des gradients de prix.

La Figure 3.2 reporte l'estimation du gradient de prix au mètre carré en fonction de la distance au centre, pour Paris et pour Lyon. Trois courbes sont superposées : l'estimation

à partir de l'ensemble des transactions, l'estimation à partir des transactions individuelles uniquement, et l'estimation à partir des transactions collectives uniquement.



(a) Paris (b) Lyon

Figure 3.2 – Gradient de prix au mètre carré du foncier en fonction de la distance au centre. Source : DV3F, Fichiers Fonciers, calculs des auteurs.

À Paris, le prix du foncier au centre estimé sur l'ensemble des transactions atteint environ 8 000 €/m². L'estimation restreinte aux seules transactions individuelles plafonne autour de 2 000 €/m². Restreindre l'estimation au segment individuel conduit ainsi à une sous-estimation d'un facteur quatre du prix du foncier au centre. Le même type d'écart se retrouve à Lyon, avec un rapport d'environ 3,5. La divergence entre les deux gradients commence à apparaître entre 15 et 20 kilomètres du centre, dans les zones où coexistent les deux types de développement. En deçà, l'absence presque totale de transactions individuelles centrales se traduit par une projection du gradient individuel qui ne reflète pas le marché réellement observé. Au-delà, les deux gradients tendent à se rejoindre.

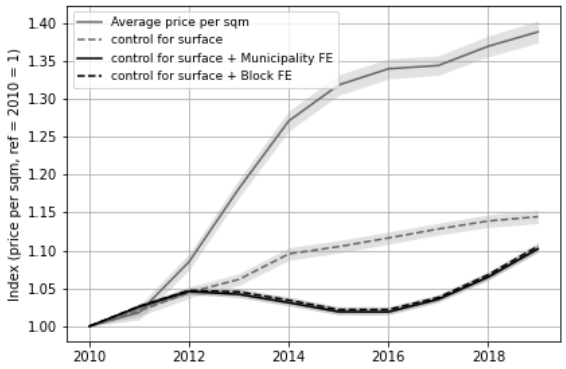
Cette ségrégation par segment fournit une explication méthodologique importante : les estimations historiques de la valeur du foncier urbain en France, lorsqu'elles s'appuient sur les seuls terrains individuels (par exemple à partir de l'EPTB), sous-estiment systématiquement la valeur du sol dans les centres-villes. La prise en compte du segment collectif est nécessaire pour disposer d'une mesure cohérente avec les ordres de grandeur agrégés issus de l'inventaire perpétuel.

3.5.2 Évolution temporelle des prix par segment

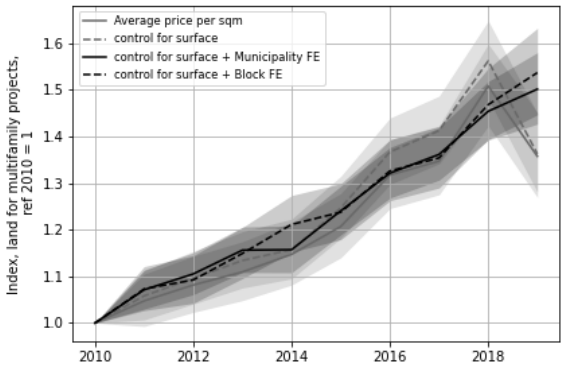
Pour suivre l'évolution temporelle des prix, nous estimons un indice hédonique standard avec effets fixes temporels :

$$\ln(P_i/S_i) = \delta_{g(i)} + \delta_{t(i)} + \beta \ln(S_i) + \epsilon_i, \tag{3.1}$$

où P_i désigne le prix de la parcelle i, S_i sa surface, $\delta_{g(i)}$ un effet fixe géographique (commune ou section cadastrale) et $\delta_{t(i)}$ un effet fixe annuel. Nous estimons séparément cette équation pour les deux segments. Les coefficients estimés $\exp(\widehat{\delta_t})$ servent à construire les indices reportés à la Figure 3.3.



(a) Foncier individuel



(b) Foncier collectif

Figure 3.3 – Évolution des prix du foncier par segment, France métropolitaine, base 100 en 2010. Source : DV3F, Fichiers Fonciers, calculs des auteurs.

Sur le segment individuel (panel a), l'évolution moyenne des prix au mètre carré sans contrôle suggère une croissance d'environ 40 % sur la période 2010-2019. Cette progression est cependant largement imputable à un effet de composition : la taille moyenne des parcelles vendues a diminué sur la période, ce qui mécaniquement augmente le prix au mètre carré sans que la valeur du foncier ne progresse à due proportion. L'introduction de la surface comme variable de contrôle réduit la croissance estimée à environ 15 %. L'ajout d'effets fixes communaux ou cadastraux la ramène à environ 10 %, avec une stabilité quasi totale sur 2010-2016. Ces ordres de grandeur sont cohérents avec les indices construits par les notaires (Nobre et Papadopoulos 2020) et alignés sur la dynamique des prix de l'immobilier ancien sur le territoire national.

Sur le segment collectif (panel b), le résultat est marqué par un contraste net. La croissance des prix au mètre carré sur la période est d'ordre comparable à celle de l'individuel à variables de contrôle absentes. Mais l'introduction des contrôles a peu d'effet : les prix du foncier collectif ont augmenté d'environ 50 % entre 2010 et 2018, indépendamment des effets fixes mobilisés. Le foncier collectif n'est ainsi pas affecté par un effet de composition comparable à celui de l'individuel.

Chiffre clé – Une divergence de 40 points sur 8 ans

Sur la période 2010-2018, à variables de contrôle inclues :

- le prix du foncier destiné aux maisons individuelles a progressé d'environ 10 % ;
- le prix du foncier destiné aux logements collectifs a progressé d'environ 50 %.

La quasi-totalité de la valorisation foncière sur la décennie 2010 est concentrée dans

les centres-villes des grandes agglomérations.

3.5.3 Une lecture par la rareté foncière en cœur d'agglomération

La divergence des gradients spatiaux et des dynamiques temporelles entre individuel et collectif n'est pas prédite par le modèle urbain monocentrique standard. Dans une concurrence parfaite, le promoteur enchérit pour un terrain en fonction du prix de revente attendu et du nombre de mètres carrés constructibles. Si la réglementation locale limite la constructibilité du terrain (hauteur, coefficient d'emprise au sol, coefficient d'occupation des sols, périmètre de protection), le nombre de mètres carrés vendables diminue, ce qui se répercute sur le prix d'acquisition acceptable. À l'inverse, lorsque le segment collectif se concentre dans les zones où les contraintes réglementaires sont les plus serrées et où la rareté du foncier disponible est la plus marquée, la pression de la demande se reporte directement sur le prix au mètre carré. La divergence observée à la Figure 3.3 suggère que cette pression s'est intensifiée plus rapidement sur les zones centrales que sur les périphéries, ce qui est cohérent avec la documentation par Baum-Snow et Han 2024 de la rareté de l'offre foncière dans les centres urbains denses.

Cette lecture renvoie à la question, traitée au chapitre 4, de l'élasticité de l'offre de logements. Si l'offre de logements est plus rigide dans les zones les plus denses, la rente foncière qui s'y forme capitalise une part plus importante des chocs de demande. La régulation foncière, abordée au chapitre 5 dans le cas particulier de la loi ALUR, joue à cet égard un rôle direct.

3.6 Synthèse

Le présent chapitre a documenté, à partir d'une base originale combinant transactions DV3F et cadastre numérisé, le marché du foncier urbain en France métropolitaine sur la période 2010-2019. Trois résultats principaux se dégagent.

Premièrement, le marché foncier urbain français peut désormais être observé directement et de manière exhaustive. Près de 700 000 parcelles vendues pour développement ou redéveloppement sont identifiées sur la décennie. La méthode d'identification *ex post*, fondée sur la comparaison de l'état de la parcelle au moment de la transaction et dans le cadastre 2023, est validée par comparaison avec l'enquête EPTB sur le segment individuel.

Deuxièmement, le marché collectif — traditionnellement invisible — pèse l'essentiel de la production de logements neufs. Avec seulement 5 % des transactions, il représente 55 % des nouveaux logements produits. Sa documentation est indispensable pour disposer d'une mesure cohérente du marché foncier français.

Troisièmement, individuel et collectif présentent des dynamiques très différentes. Le segment collectif est concentré au cœur des grandes agglomérations, où ses prix ont

progressé de l'ordre de 50 % sur la période, alors que le segment individuel, périphérique, n'a connu qu'une croissance de l'ordre de 10 % à variables de contrôle inclues. Cette divergence suggère que la valorisation foncière française de la dernière décennie s'est concentrée sur les zones les plus contraintes en termes de constructibilité.

Le chapitre 4 s'appuie sur ces constats pour examiner les déterminants de la dynamique des prix. La concentration de l'augmentation des prix fonciers dans les zones où la constructibilité est la plus contrainte conduit naturellement à la question de l'élasticité-prix de l'offre de logements et de ses déterminants.

Chapitre 4

Explorer les sources de l'inflation immobilière : l'élasticité de l'offre de logements

4.1 De la divergence des prix à l'élasticité de l'offre

Les chapitres 1 à 3 ont établi que l'inflation immobilière française est principalement une inflation foncière, et que cette dynamique est concentrée dans les zones où la constructibilité est la plus contrainte. Ces résultats appellent une lecture en termes d'équilibre entre offre et demande de logements. Lorsqu'un choc de demande survient — baisse des taux d'intérêt, augmentation des revenus, attractivité résidentielle accrue —, le marché s'ajuste de deux façons. Si l'offre de logements est élastique, le choc induit une augmentation de la quantité construite et une hausse modérée des prix. Si l'offre est inélastique, l'ajustement passe par les prix.

Le présent chapitre quantifie ce mécanisme dans le cas français. Il s'appuie sur Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023, qui estiment l'élasticité-prix de l'offre de logements pour 319 aires urbaines françaises sur la période 2000-2010 (avec extension à 2018 pour les tests de robustesse) et la décomposent entre contraintes géographiques et contraintes réglementaires. Deux résultats principaux se dégagent. Premièrement, l'offre de logements en France est environ trois fois moins élastique qu'aux États-Unis. Deuxièmement, l'essentiel de cette inélasticité tient à la réglementation foncière locale, et non à la géographie.

Concept – Élasticité-prix de l'offre de logements

L'élasticité-prix de l'offre de logements mesure la variation relative de la quantité de logements (ou de la population logée) en réponse à une variation relative des prix immobiliers. Si l'élasticité vaut 1, une hausse de 1 % des prix entraîne une augmentation de 1 % de la quantité construite. Si elle vaut 0,5, la quantité ne progresse que de

0,5 %, et le solde se traduit par une hausse persistante des prix. L'élasticité inverse, plus fréquente dans la littérature (Saiz 2010 ; Liu 2018), mesure la variation des prix lorsque la quantité augmente de 1 % : une élasticité inverse de 2 signifie que les prix progressent de 2 % lorsque la quantité augmente de 1 %, soit une élasticité directe de 0,5.

4.2 Cadre conceptuel

4.2.1 Le modèle monocentrique standard

L'analyse repose sur une version simplifiée du modèle monocentrique (Alonso 1964 ; Muth 1969 ; Mills 1972), dans la formulation de Saiz 2010 reprise par Liu 2018. Une aire urbaine est représentée comme une ville linéaire dans laquelle les ménages résident à proximité d'un centre où se concentrent les emplois. Le prix moyen des logements $\tilde{P}^S$ s'écrit :

$$\tilde{P}^S = cc + \frac{t\,Q}{2i}, \tag{4.1}$$

où cc désigne le coût de construction d'un logement consommant une unité de sol, t le coût de transport au kilomètre, Q la quantité de logements (ou la population) hébergée, et i le taux d'actualisation. L'élasticité-prix inverse de l'offre, β^S, mesure la sensibilité du prix moyen à un choc de demande :

$$\beta^S = \frac{\partial \tilde{P}^S}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{\tilde{P}^S} = \frac{t\,Q}{2i\,\tilde{P}^S}. \tag{4.2}$$

Lorsque la ville est contrainte — par la géographie ou par la réglementation — l'expansion de la frontière urbaine en réponse à une demande accrue est plus coûteuse en termes de prix moyen. Saiz 2010 formalise cette intuition en introduisant deux paramètres : la part du sol indisponible pour construction et la sévérité de la réglementation foncière . L'élasticité inverse de l'offre s'écrit alors comme une fonction croissante de ces deux paramètres et de la taille de la ville.

4.2.2 Spécification empirique

L'estimation passe par la régression de la variation des prix immobiliers sur la variation de la quantité de logements (ou de la population), à variations des coûts de construction contrôlées :

$$\Delta \ln(\tilde{P}_k) = \beta^S \,\Delta \ln(Q_k) + \sigma \,\Delta \ln(cc_k) + \alpha + \epsilon_k, \tag{4.3}$$

où k indexe une aire urbaine. L'identification du coefficient β^S pose deux difficultés. Premièrement, la variation de la quantité de logements est endogène, parce que l'offre et

la demande répondent simultanément aux mêmes chocs. Deuxièmement, la réglementation foncière elle-même est endogène, dans la mesure où les ménages déjà propriétaires peuvent peser sur les décisions municipales pour protéger la valeur de leur patrimoine (Fischel 2001 ; Hilber et Vermeulen 2016). La stratégie d'identification mobilise plusieurs instruments pour traiter ces deux sources d'endogénéité.

4.3 Données

L'estimation porte sur 319 aires urbaines de France métropolitaine, à l'exclusion de l'Alsace-Moselle (en raison de la disponibilité des données de prix). Les variables sont mesurées en différences longues entre 2000 et 2010, avec une extension à 2018 pour les tests de robustesse.

4.3.1 Prix de l'immobilier

Les prix sont reconstitués à partir des bases notariales (BIEN et Perval) sur la période 2000-2012, complétées par DV3F à partir de 2010. Pour chaque aire urbaine, un indice de prix à qualité constante est construit selon une approche hédonique en deux étapes. Une régression hédonique au niveau communal est d'abord estimée :

$$\ln(p_{i,m,t}) = \beta\, X_i + \delta_{m,t} + \epsilon_i,$$

où X_i est un vecteur de caractéristiques hédoniques (surface, nombre de pièces, présence d'un parking, étage, etc.) centrées sur un bien de référence (un appartement de 50 m² au premier étage), et $\delta_{m,t}$ un effet fixe commune-année. Le prix moyen à qualité constante de la commune m l'année t est ensuite calculé comme $P_{m,t} = \exp(\delta_{m,t} + \frac{1}{2}\sigma^2)$, puis agrégé au niveau de l'aire urbaine en pondérant par le nombre de logements en 1999.

4.3.2 Quantité de logements

Le stock de logements est mesuré à partir du Fichier des logements communaux (FILOCOM), qui recense l'ensemble des logements et leur surface au niveau de la commune, avec une fréquence biennale entre 1995 et 2017. La population est mesurée à partir des recensements de l'INSEE (1990, 1999, puis recensement continu à partir de 2005). Les estimations sont conduites en parallèle sur la population et sur le stock de logements : les ordres de grandeur diffèrent légèrement entre les deux mesures, mais convergent lorsqu'on raisonne en ménages plutôt qu'en personnes physiques.

4.3.3 Contraintes géographiques

La part de sol indisponible est mesurée selon la méthode de Saiz 2010. Le centre d'une aire urbaine est défini comme le barycentre pondéré par les emplois des communes qui la composent. Une parcelle est considérée comme indisponible si sa pente excède 15 % (BD TOPO de l'IGN) ou si elle est recouverte par une étendue d'eau (BD TOPAGE). Un disque de 25 kilomètres de rayon est tracé autour du centre, et la part de surface indisponible y est calculée. La Figure 4.1 reporte la distribution territoriale de cette mesure.

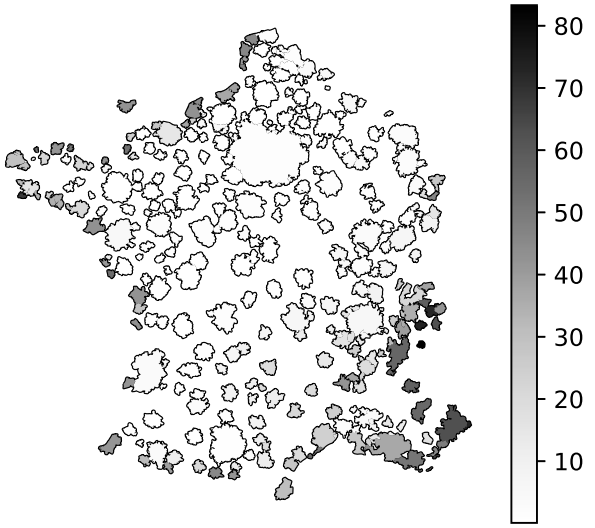


Figure 4.1 – Part de sol indisponible pour construction dans un rayon de 25 km autour du centre, par aire urbaine. Source : Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023, à partir de la BD TOPO et de la BD TOPAGE de l'IGN.

Le résultat le plus marquant est l'hétérogénéité limitée des contraintes géographiques en France. La part de sol indisponible varie de 0 à 83 %, mais avec une médiane de 5 % seulement. La moitié des aires urbaines françaises ont moins de 5 % de sol indisponible dans un rayon de 25 kilomètres. Pour les 100 plus grandes, la médiane est de 4 %. Par comparaison, la valeur correspondante pour les 95 plus grandes aires métropolitaines des États-Unis est de 20 % (Saiz 2010). Cette différence reflète la localisation principalement intérieure des grandes villes françaises (Paris, Lyon, Toulouse, Lille, Strasbourg) sur des plaines, par opposition à la concentration côtière des villes américaines.

4.3.4 Contraintes réglementaires

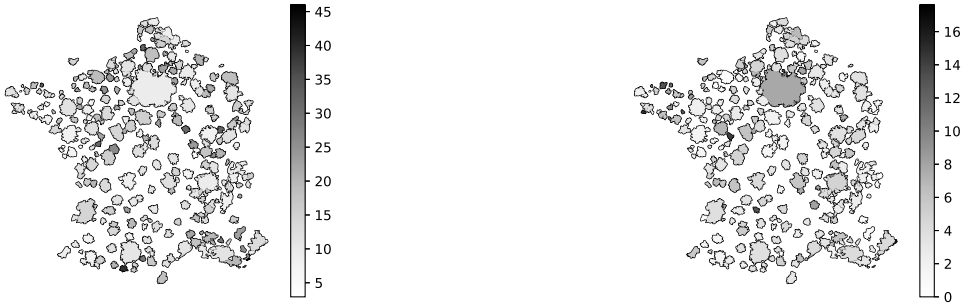
À la différence des États-Unis, la France ne dispose pas d'indicateur synthétique équivalent au *Wharton Residential Land Use Regulatory Index*. Cette absence ne tient pas

à un simple défaut de collecte statistique : la réglementation foncière française est, par nature, multidimensionnelle. Elle combine des règles nationales (code de l'urbanisme, lois littoral et montagne, servitudes patrimoniales), des règles locales fixées par les plans locaux d'urbanisme — zonage, hauteur, densité, recul par rapport aux limites parcellaires — et des pratiques informelles de négociation entre porteurs de projet et services instructeurs, qui varient d'une commune à l'autre et échappent largement à toute codification. Résumer cet ensemble par une seule variable est donc délicat, et aucune mesure disponible ne peut prétendre à l'exhaustivité.

Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023 retiennent le taux de refus des permis de construire, calculé à partir du système Sit@del2 de l'INSEE, comme proxy de la sévérité réglementaire. Ce choix répond à un arbitrage précis : il s'agit d'une mesure simple, homogène et disponible pour l'ensemble des communes françaises, ce qui n'est le cas d'aucune autre variable réglementaire recensée à ce jour. Suivant la méthodologie de Hilber et Vermeulen 2016, le taux de refus capture une dimension procédurale — le rejet effectif d'un projet — qui dépasse la simple lecture des documents d'urbanisme et reflète, en pratique, l'ensemble des obstacles rencontrés par un porteur de projet, qu'ils soient d'origine nationale, locale ou informelle.

Il importe cependant de ne pas interpréter cette mesure comme une évaluation exhaustive de la réglementation foncière d'un territoire. Le taux de refus n'en capture qu'une dimension observable ; deux territoires affichant un taux de refus identique peuvent différer sensiblement sur d'autres marges réglementaires non mesurées (règles de hauteur, densité minimale, délais d'instruction, exigences de stationnement, etc.). C'est précisément pour traiter cette difficulté que la stratégie économétrique — et en particulier le recours aux variables instrumentales présenté à la section suivante — joue un rôle décisif : elle ne vise pas à mesurer exhaustivement le degré de réglementation de chaque territoire, mais à identifier l'effet causal d'un durcissement *marginal* d'une dimension observable de cette réglementation sur l'élasticité de l'offre. L'encadré ci-dessous précise ce point.

La Figure 4.2 reporte la distribution du taux de refus par aire urbaine. La moyenne nationale s'élève à 15 %, avec une fourchette de 3 % à 46 % et une dispersion considérable. Cette hétérogénéité reflète l'organisation décentralisée de la réglementation foncière française : les décisions sur les permis sont prises au niveau municipal, ce qui ouvre un large pouvoir discrétionnaire au maire et à la majorité municipale, particulièrement en l'absence de compétition politique (Lévêque 2020).



(a) Taux de refus de permis de construire (en %)

(b) Part du sol couvert par la loi sur les monuments historiques (en %)

Figure 4.2 – Mesures de la sévérité de la réglementation foncière par aire urbaine. Source : Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023.

Concept – Pourquoi les variables instrumentales sont indispensables ici

Dans ce chapitre, la méthode des variables instrumentales (IV) ne sert pas seulement à corriger la simultanéité classique entre offre et demande de logements (section 4.4). Elle joue un second rôle, spécifique à la mesure de la réglementation foncière. Le taux de refus de permis de construire, comme toute mesure d'un phénomène multidimensionnel, est entaché d'erreur de mesure : il capture imparfaitement la sévérité réglementaire effective d'un territoire, qui dépend aussi de règles nationales, de dispositions locales inscrites dans les PLU et de pratiques informelles non observées. Une erreur de mesure sur une variable explicative biaise typiquement son coefficient estimé vers zéro (biais d'atténuation), ce qui conduirait, en l'absence de correction, à *sous-estimer* le rôle de la réglementation dans l'inélasticité de l'offre.

L'instrumentation par la part de sol soumise à la loi sur les monuments historiques — une réglementation nationale, fixée pour des raisons patrimoniales largement antérieures à la période d'étude — permet de s'affranchir de ce biais. L'instrument n'a pas vocation à mesurer la réglementation foncière dans son ensemble ; il isole une source de variation exogène et plausiblement orthogonale aux dynamiques de prix et de population, qui permet d'identifier l'impact causal d'un durcissement marginal de la réglementation sur l'élasticité de l'offre.

Autrement dit, l'objectif n'est pas de classer chaque territoire selon un score exhaustif de réglementation — aucune donnée disponible ne le permettrait — mais de répondre à une question plus précise et économiquement plus utile : de combien l'élasticité de l'offre se dégrade-t-elle lorsque la réglementation se durcit, indépendamment de la façon concrète dont ce durcissement se traduit sur le terrain ? C'est cette question, et non la mesure exhaustive de la réglementation locale, que l'économétrie permet ici de trancher.

4.4 Identification

4.4.1 Instruments pour la demande de logements

La variation de la quantité de logements $\Delta \ln(Q_k)$ est instrumentée par deux variables exogènes à l'offre. La première est un instrument à la Bartik 1991 de type *shift-share*, construit à partir de la composition sectorielle de l'emploi de chaque aire urbaine en 1990 (recensement) interagie avec les taux de croissance nationaux par secteur sur la période. Cet instrument capte les chocs de demande induits par la spécialisation économique locale, sans dépendre de la dynamique propre de l'offre de logements. La seconde est la durée annuelle d'ensoleillement, mesurée à partir des données SYNOP de Météo-France. L'ensoleillement est un déterminant connu de la demande résidentielle (qualité de vie, préférences) sans canal direct sur l'offre de logements.

Le test d'identification surdéterminé (Sargan-Hansen) est conduit sur l'utilisation conjointe des deux instruments. Sa p-valeur de 0,311 ne conduit pas au rejet de l'hypothèse d'exogénéité conjointe, ce qui renforce la confiance dans la stratégie d'identification.

4.4.2 Instruments pour la réglementation foncière

Le taux de refus de permis de construire est lui-même endogène. La stratégie d'identification mobilise une réglementation nationale : la loi sur la protection des monuments historiques . Cette loi impose un avis administratif supplémentaire (Architecte des Bâtiments de France) pour tout projet situé dans un rayon de 500 mètres d'un monument historique classé ou inscrit. La part de surface d'une aire urbaine couverte par cette protection est utilisée comme instrument du taux de refus local. La pertinence de l'instrument repose sur l'observation que la liste des monuments protégés a été constituée principalement avant la période d'étude et reflète des choix patrimoniaux historiques largement orthogonaux aux dynamiques contemporaines des prix immobiliers et de la population (test reporté dans le tableau de robustesse de l'article original).

Un instrument alternatif est mobilisé sur les 50 plus grandes aires urbaines : l'article 55 de la loi Solidarité et Renouvellement Urbains (SRU) de 2000, qui impose un quota de 20 % (puis 25 %) de logements sociaux aux communes au-dessus d'un seuil démographique. La couverture de cette loi crée des variations de pression réglementaire qui ne sont pas directement liées aux prix de marché. Les résultats obtenus avec ce second instrument sont qualitativement identiques.

4.5 Résultats principaux

4.5.1 Élasticité moyenne : 0,5 en France, 1,75 aux États-Unis

Le tableau 4.1 reporte les estimations de l'élasticité-prix inverse de l'offre de logements, sur la période 2000-2010, à partir de l'équation (4.3).

Table 4.1 – Estimation de l'élasticité-prix inverse de l'offre de logements (2000-2010)

	$\Delta ln(P) : 2000 - 2010$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel a) Using Population				
$\Delta ln(Pop)$	0.65***	1.92***	2.67***	2.41***
	(0.13)	(0.51)	(0.46)	(0.43)
R^2	0.11	.	.	.
Obs	319	319	319	319
F-stat		27.15	43.10	27.46
P-value				0.14
Panel b) Using dwellings				
$\Delta ln(Q)$	0.49***	3.47***	4.32***	4.10***
	(0.13)	(1.26)	(0.91)	(0.88)
R^2	0.04	.	.	.
Obs	319	319	319	319
F-stat		11.47	22.48	13.10
P-value				0.51
Bartik	N	Y	N	Y
Hours of sun	N	N	Y	Y

Source : Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023. La variable expliquée est la variation logarithmique du prix de l'immobilier entre 2000 et 2010. La variable explicative endogène est la variation de la quantité de logements (panel b) ou de la population (panel a) sur la même période. Les colonnes 2 à 4 reportent les estimations IV utilisant le *shift-share* de Bartik, l'ensoleillement, ou les deux instruments conjointement. Les contrôles incluent la variation des coûts de construction.

L'estimation OLS donne une élasticité-prix inverse de 0,65 (panel a, population), biaisée vers 0 par la simultanéité de l'offre et de la demande. L'instrumentation par le *shift-share* de Bartik augmente le coefficient à 1,9. L'instrumentation par l'ensoleillement donne 2,7, statistiquement non distinct du précédent. La spécification combinant les deux instruments confirme cet ordre de grandeur. Sur le panel b (logements), les coefficients sont plus élevés (autour de 4) mais moins précis, reflétant un premier étage plus faible.

En conséquence, l'élasticité-prix de l'offre de logements en France est comprise entre 0,25 et 0,5. Lorsqu'une augmentation des prix de 1 % est observée, la quantité de logements progresse de 0,25 % à 0,5 % seulement. À titre de comparaison, Saiz 2010 estiment cette même élasticité à 1,75 en moyenne pour les aires métropolitaines américaines, et Liu 2018 à 0,8 lorsque la mesure porte sur le nombre de logements (sources Zillow).

Chiffre clé – Une offre française trois fois moins réactive qu'aux États-Unis

Élasticité-prix moyenne de l'offre de logements :

— France métropolitaine : **0,25 à 0,5** (Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023) ;

— États-Unis (Saiz, 2010) : **1,75** en moyenne pondérée par la population.

Une demande supplémentaire de 1 % se traduit, en France, par 0,3 à 0,5 % de logements supplémentaires et le solde par une hausse des prix. Aux États-Unis, le même choc se traduit majoritairement par une augmentation de la quantité construite.

Concept – L'élasticité de l'offre : une capacité d'absorption, pas une promesse de baisse des prix

Il est tentant de lire l'élasticité de l'offre comme une jauge de baisse des prix : une offre plus élastique ferait, croit-on, baisser les prix immobiliers si on allège la réglementation. Cette lecture est erronée et mérite d'être clarifiée avant d'aller plus loin dans les résultats.

L'élasticité de l'offre ne mesure pas la réaction des prix à un choc d'offre isolé ; elle mesure la façon dont un territoire absorbe un choc de *demande*. Or la demande de logements n'est pas fixe : elle réagit elle-même à l'attractivité et aux prix du marché immobilier, à travers les migrations résidentielles, les choix de localisation des ménages et des entreprises, et jusqu'aux décisions de fécondité sur longue période. Un territoire qui assouplit sa réglementation foncière ne voit donc pas nécessairement ses prix baisser : il devient capable d'accueillir davantage de ménages et de travailleurs pour une hausse de prix donnée, parce que l'offre supplémentaire attire une partie de la demande qui, sinon, se serait portée vers d'autres territoires, ou n'aurait simplement pas trouvé à se loger.

Un marché à l'offre élastique n'est donc pas un marché où les prix reculent à la suite d'un choc d'offre : c'est un marché en capacité d'absorber une hausse de population plus importante pour une hausse de prix donnée. Cette capacité d'absorption est ce qui permet à des territoires attractifs de poursuivre leur développement économique et démographique, en accueillant davantage de ménages et de travailleurs, sans que la totalité de cette attractivité ne se traduise par une envolée des prix — ce qui est précisément le cas lorsque l'offre est inélastique.

4.5.2 Décomposition entre géographie et réglementation

L'élasticité moyenne masque une forte hétérogénéité entre aires urbaines. Le tableau 4.2 reporte la décomposition de l'élasticité inverse en interagissant la variation de la quantité $\Delta \ln(Q_k)$ avec la part de sol indisponible, le taux de refus de permis et la taille de la ville.

Table 4.2 – Décomposition de l'élasticité-prix inverse de l'offre

	$\Delta ln(P) : 2000 - 2010$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta ln(Q)$	4.097***	2.541***	1.850***	-1.080	-2.175
	(0.881)	(0.674)	(0.558)	(0.809)	(1.499)
2=$\Delta ln(Q)$ × *share unavailable*		2.122***	2.073***	2.379***	2.308***
		(0.570)	(0.540)	(0.468)	(0.473)
2=$\Delta ln(Q)$ × *Refusal Rate*			3.741**	3.867***	10.34**
			(1.457)	(1.316)	(4.721)
$\Delta ln(Q) \times ln(Pop)$				0.208***	0.191***
				(0.0644)	(0.0736)
Obs	319	319	319	319	319
Bartik	Y	Y	Y	Y	Y
Hours of sun	Y	Y	Y	Y	Y
Past Population	N	N	N	N	Y
National regulation	N	N	N	N	Y
F-stat	14.16	6.951	7.169	4.519	2.158
p-value	0.494	0.425	0.502	0.0304	0.229

Source : Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023. Les colonnes reportent successivement l'introduction de la part de sol indisponible (col. 2), du taux de refus de permis (col. 3), de la taille de la ville (col. 4) et l'instrumentation conjointe (col. 5). La part de sol indisponible et la taille de la ville sont instrumentées respectivement par la part de sol couvert par la loi monuments historiques et par la population de 1900.

La part de sol indisponible (géographie) entre significativement dans la régression : une augmentation d'un écart-type de cette part accroît l'élasticité inverse de 1,9. Le taux de refus de permis a un effet de plus grande amplitude : une augmentation d'un écart-type accroît l'élasticité inverse de 3,6. La taille de la ville entre également de manière significative, mais avec un coefficient plus faible.

4.5.3 La réglementation apparaît comme le déterminant principal de l'inélasticité de l'offre

La part respective de chaque variable dans la variance de l'élasticité prédite est calculée par décomposition Shorrocks-Shapley du R^2. Le tableau 4.3 reporte les résultats pour la France et, à titre de comparaison, pour l'analyse de Saiz 2010 sur les États-Unis.

Table 4.3 – Décomposition Shorrocks-Shapley de la variance de l'élasticité prédite

	France	États-Unis
Réglementation foncière	65 %	12 %
Contraintes géographiques	30 %	76 %
Taille de la ville	5 %	12 %

Source : Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023 pour la France ; calculs des auteurs à partir de Saiz 2010 pour les États-Unis.

En France, 65 % de la variance de l'élasticité-prix prédite est attribuable à la réglementation foncière et 30 % aux contraintes géographiques. Aux États-Unis, ces parts sont quasi inversées : 76 % pour la géographie et 12 % pour la réglementation. Cette inversion explique l'écart d'élasticité moyenne entre les deux pays. Les grandes villes américaines sont géographiquement contraintes (Los Angeles, San Francisco, Miami, New York) mais peu réglementées, ce qui génère une élasticité moyenne élevée. Les grandes villes françaises sont peu contraintes par la géographie mais fortement réglementées au niveau municipal, ce qui produit une élasticité moyenne basse.

4.5.4 Hétérogénéité entre les principales aires urbaines

La Figure 4.3 reporte l'élasticité inverse prédite et sa décomposition pour les huit plus grandes aires urbaines françaises ainsi que pour deux aires urbaines de taille moyenne.

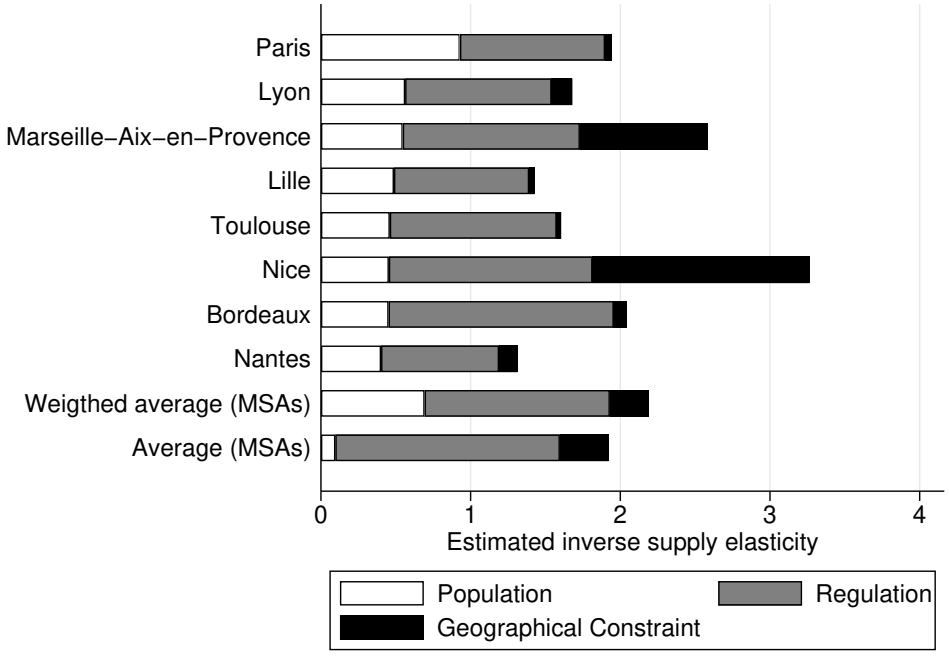


Figure 4.3 – Décomposition des élasticités-prix inverses prédites pour les principales aires urbaines françaises. Source : Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023, colonnes 5 du tableau 4.2.

Plusieurs faits saillants se dégagent. Paris affiche une élasticité inverse de 1,94, comparable à celles de Lyon, Toulouse ou Nantes, et qui n'est pas extrême. L'aire urbaine parisienne couvre plus de 1 200 communes, dont une partie offre une élasticité-prix moins basse que le centre. La levée hypothétique de la réglementation foncière y ferait passer l'élasticité inverse de 1,94 à 0,97 : l'élasticité directe doublerait, passant de 0,45 à environ 1.

À l'inverse, Nice, Marseille, Toulon et Brest cumulent contraintes géographiques (littoral, relief) et réglementation foncière sévère, ce qui produit les élasticités les plus basses (Nice : 0,3).

4.6 Tests de robustesse

Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023 conduisent une série de tests de robustesse : extension de l'horizon temporel à 2018, mesures alternatives de la quantité de logements (population, ménages, surface, revenu), exclusion des aires urbaines de moins de 20 000 habitants, instrument alternatif (loi SRU sur les 50 plus grandes aires urbaines), spécification au niveau municipal au sein de l'aire urbaine. Les ordres de grandeur sont stables. Le rang des aires urbaines en termes d'élasticité prédite est très fortement corrélé entre spécifications (coefficients de corrélation entre 0,90 et 0,95).

Politique publique – Réglementation foncière et coûts économiques de l'inélasticité

L'inélasticité de l'offre de logements ne constitue pas une simple curiosité empirique : elle a des coûts économiques substantiels. Hsieh et Moretti 2019 estiment qu'un assouplissement de la réglementation foncière dans les villes les plus contraintes des États-Unis pourrait élever le PIB américain de plusieurs pour cent. Pour la France, l'analyse de Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023 suggère qu'une élasticité plus élevée se traduirait par un ajustement par les quantités — davantage de ménages et de travailleurs accueillis — plutôt que par les prix, en particulier dans les grandes métropoles ; il ne s'agit pas d'anticiper une baisse des prix, mais un surcroît de capacité d'accueil pour une hausse de prix donnée. Toutefois, comme l'illustre le chapitre 5 à propos de la loi ALUR, la réforme directe de la réglementation locale se heurte à la capacité des autorités municipales à la neutraliser. Cette limitation pratique constitue un argument supplémentaire en faveur d'instruments fiscaux capables de réorienter les incitations à la densification, indépendamment des décisions de zonage.

4.7 Synthèse et implications

L'estimation conduit à deux conclusions empiriques.

Premièrement, l'offre de logements est, en France, environ trois fois moins élastique qu'aux États-Unis. La quantité de logements ne progresse, en moyenne, que de 0,3 à 0,5 % lorsque les prix progressent de 1 %. La quasi-totalité d'un choc de demande se reporte donc sur les prix, en particulier dans les zones où l'offre est la moins extensible. Ce résultat est cohérent avec la concentration de la valorisation foncière documentée au chapitre 3 sur le segment collectif des grandes agglomérations. Comme rappelé plus haut, ce constat ne signifie pas qu'un assouplissement réglementaire ferait *baisser* les prix : il signifie qu'un territoire à l'offre plus élastique est en mesure d'absorber une demande plus importante — davantage de ménages et de travailleurs — pour une hausse de prix donnée, plutôt que de voir cette demande se reporter intégralement sur les prix ou se détourner vers d'autres territoires.

Deuxièmement, la cause principale de cette inélasticité est la réglementation foncière locale, et non la géographie. Soixante-cinq pour cent de la variance de l'élasticité prédite tient au taux de refus de permis de construire et aux contraintes réglementaires associées. Trente pour cent seulement tient à la géographie. Cette répartition est inverse de celle observée aux États-Unis. Les grandes villes françaises ne sont pas matériellement plus contraintes que les grandes villes américaines : elles sont plus régulées.

Le chapitre 5 examine précisément cette question, à partir de l'évaluation de la loi ALUR de 2014 et de la suppression des coefficients d'occupation des sols. Il documente la marge de manœuvre dont disposent les autorités locales pour neutraliser une réforme nationale visant à assouplir les contraintes de constructibilité.

Chapitre 5

Peut-on alléger les contraintes réglementaires ?

5.1 Réformer la réglementation foncière par la loi ?

Le chapitre 4 a établi que l'inélasticité de l'offre de logements en France tient principalement à la réglementation foncière locale, et qu'un assouplissement de cette réglementation aurait un effet substantiel sur la quantité construite, en particulier dans les grandes aires urbaines. Cette analyse soulève une question opérationnelle : peut-on réformer la réglementation foncière par la voie législative, c'est-à-dire en modifiant directement les outils dont disposent les autorités locales ?

Le présent chapitre apporte un élément de réponse empirique à partir de l'évaluation de la loi ALUR (Loi pour l'Accès au Logement et un Urbanisme Rénové) du 24 mars 2014. Cette loi a supprimé deux outils de la réglementation foncière municipale : le coefficient d'occupation des sols (COS), qui plafonne la surface de plancher constructible sur une parcelle, et la surface minimale de terrain. Le COS figurait parmi les principaux instruments de limitation de la densité disponibles au niveau communal. Sa suppression visait explicitement à favoriser la construction de logements et la densification dans les grandes aires urbaines.

L'analyse repose sur Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026, qui construisent un panel géocodé inédit de quinze années (2007-2021) sur les règlements d'urbanisme de 118 communes du Grand Paris, soit 56 % des 12,5 millions d'habitants de l'aire urbaine en 2014. La structure intergouvernementale française — 34 000 communes disposant chacune d'une autorité directe sur leur Plan Local d'Urbanisme (PLU) — offre un cadre privilégié pour étudier la réaction des autorités locales à une réforme nationale. La conclusion centrale est que les maires ont neutralisé la suppression des COS en durcissant les autres outils de zonage qui leur restaient accessibles — hauteur maximale, coefficient d'emprise au sol (CES), refus de permis — au point que l'effet net de la réforme sur la production de

logements est nul ou faiblement négatif. Les résultats illustrent une logique de *substitution réglementaire* : lorsqu'une réforme nationale ferme un canal de restriction, les autorités locales en ouvrent un autre.

Ce chapitre s'organise en cinq temps. La section 5.2 décrit le cadre institutionnel et la séquence de réformes. La section 5.3 présente la base de données originale construite à partir des PLU. La section 5.4 détaille la stratégie d'identification en différences-en-différences. La section 5.5 reporte les résultats sur la réglementation, les permis, la densité et les prix. La section 5.6 en tire les implications pour la conception des politiques publiques.

5.2 Cadre institutionnel et réforme

5.2.1 La fragmentation communale en France

La commune est la juridiction politique et administrative de base de l'État français. Depuis les lois de décentralisation de 1982 et 2003, les communes opèrent sous le régime de la libre administration : elles disposent d'une autonomie juridique et budgétaire propre. L'État central exerce un contrôle de légalité sur les actes municipaux, mais aucun échelon intermédiaire ne dispose du pouvoir d'annuler une décision communale.

Le système est marqué par une fragmentation territoriale extrême : environ 34 000 communes, soit près d'un tiers de l'ensemble des collectivités territoriales de l'Union européenne. Cette granularité disperse l'autorité locale entre un grand nombre de juridictions. Au sein de ce paysage, les maires disposent d'un pouvoir discrétionnaire substantiel, en particulier en matière de réglementation foncière.

5.2.2 Le zonage en France

L'urbanisme français s'inscrit dans une hiérarchie juridique où les lois nationales priment sur les règles locales. Chaque commune établit un Plan Local d'Urbanisme (PLU) qui se compose de deux parties principales : le *règlement*, qui précise les contraintes applicables (hauteur maximale, densité, usages autorisés), et le *plan de zonage*, qui répartit le territoire communal en zones réglementaires. Le maire et le conseil municipal peuvent réviser le PLU et délivrent les autorisations d'urbanisme. Bien qu'en théorie tout permis conforme au PLU doive être accepté, le pouvoir discrétionnaire effectif des élus est documenté dans la littérature (Lévêque 2020).

Trois instruments réglementaires structurent l'enveloppe constructible d'une parcelle. Le *coefficient d'occupation des sols* (COS, en anglais *floor area ratio*) plafonne la surface de plancher totale en proportion de la surface de la parcelle. Le *coefficient d'emprise au sol* (CES) plafonne la fraction de la parcelle occupée par l'empreinte au sol des bâtiments. La *hauteur maximale* fixe la hauteur autorisée des constructions. Ces trois outils peuvent générer des enveloppes constructibles équivalentes par des combinaisons différentes : ce

qui ouvre la possibilité, lorsqu'un outil est supprimé, de le remplacer par un ajustement à la baisse des deux autres.

5.2.3 Le Grand Paris comme cadre d'étude

L'aire urbaine du Grand Paris constitue un cadre privilégié pour étudier les interactions stratégiques entre échelons gouvernementaux. Elle illustre les agglomérations métropolitaines très productives — au même titre que Londres, New York ou Amsterdam — qui font face à des tensions aiguës sur l'accessibilité du logement. Sa gouvernance est par ailleurs très fragmentée : 131 communes y disposent chacune de leur autorité propre sur les règles d'urbanisme. Cette configuration entretient une compétition politique intercommunale forte, et fournit aux élus locaux une marge de manœuvre étendue pour utiliser la réglementation foncière comme instrument de réponse aux préférences de leurs électeurs.

5.2.4 La séquence de réformes 2012-2014

La loi de mars 2012 : une première tentative avortée. Le 20 mars 2012, deux mois avant l'élection présidentielle, le gouvernement central fait adopter une loi de *densification* (*upzoning*) augmentant unilatéralement de 30 % les droits à construire applicables à toutes les communes dotées d'un plan de zonage. Les communes disposent de six mois pour adapter leur PLU en conséquence ou pour s'opposer expressément par délibération du conseil. La loi rencontre une forte résistance des autorités locales, qui dénoncent une norme uniforme imposée d'en haut, ignorant les conditions de marché locales et ouvrant un risque juridique. La loi n'aura, dans les faits, jamais été pleinement mise en œuvre : à la suite de l'élection de François Hollande, le nouveau gouvernement l'abroge dès août 2012.

La loi ALUR de mars 2014 : la suppression du COS. Le gouvernement issu de l'élection de 2012 propose une nouvelle réforme, annoncée fin 2012, débattue en 2013 et finalement adoptée le 24 mars 2014. La loi ALUR supprime la possibilité pour les communes d'imposer un COS maximal opposable aux demandes de permis de construire. La hauteur maximale et le CES restent en revanche aux mains des maires. Cette asymétrie est centrale dans l'analyse : deux parcelles avec une même enveloppe constructible avant la réforme peuvent connaître des évolutions différentes après 2014 selon que c'était le COS, ou les autres outils, qui était auparavant la contrainte effective. Sur les parcelles où le COS était la contrainte effective, la suppression du COS ouvre une marge de densification supplémentaire ; sur les autres parcelles, son retrait est sans effet immédiat.

5.3 Données

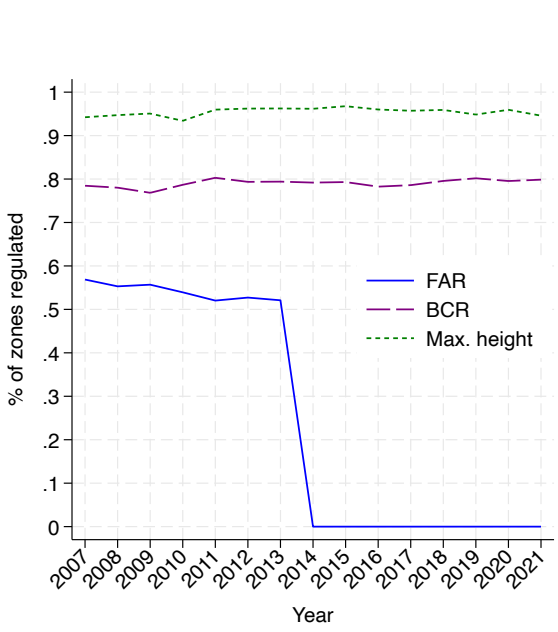
Un panel inédit de quinze années sur la réglementation d'urbanisme. La principale contribution méthodologique de l'analyse réside dans la construction d'un panel géocodé de quinze ans (2007-2021) couvrant 118 des 131 communes de l'aire urbaine du Grand Paris. La source de données s'appuie sur les documents d'urbanisme numérisés par l'entreprise *Bâtir Technologies*, complétés par l'*Atelier Parisien d'Urbanisme* (APUR) pour les années récentes. Pour chaque parcelle et chaque année, le panel renseigne trois variables réglementaires : la valeur du COS (lorsqu'il s'applique), la valeur du CES, et la hauteur maximale autorisée.

Couverture des trois outils en 2014. En 2014, le COS s'applique à 52 % de la surface de l'échantillon, le CES à 79 %, et la hauteur maximale à 96 % (Figure 5.1, panel a). L'usage du CES et de la hauteur maximale est resté stable sur la période, alors que la couverture du COS diminuait de 6 points de pourcentage (soit 10 %) entre 2007 et 2013, avant de tomber à zéro avec la réforme de 2014. Avant même la suppression, plusieurs communes substituaient déjà le COS par d'autres outils, dans le sillage du renouvellement des pratiques d'urbanisme (Atelier Parisien d'Urbanisme 2013).

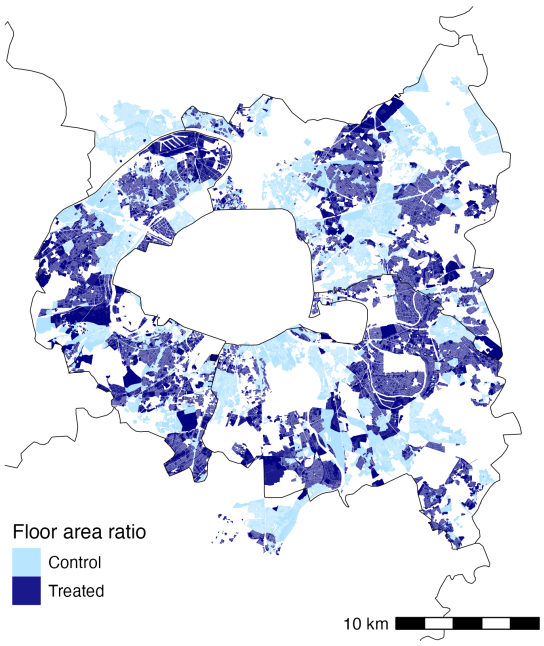
Distribution spatiale des trois outils. La Figure 5.1 (panels b-d) reporte la distribution territoriale, au 1er janvier 2014, des zones soumises à chacun des trois instruments. Les zones bleu foncé identifient celles où l'outil est utilisé, les zones bleu clair celles qui en sont exemptes, et les zones blanches correspondent aux territoires hors échantillon (zones non urbaines, données manquantes, commune de Paris). Le COS connaît une variabilité forte au sein des communes ; le CES affiche une couverture comparable mais plus dispersée ; la hauteur maximale est quasi universelle.

Autres sources mobilisées. L'analyse complète ces données réglementaires par :

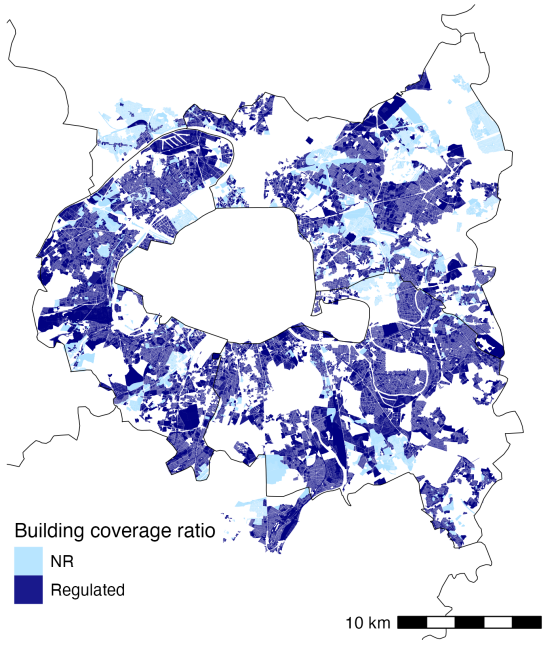
- la base *Sit@del2*, qui recense l'ensemble des permis de construire déposés et statués (acceptation, refus, désistement) ;
- les Fichiers Fonciers, déjà décrits aux chapitres 3 et 6, pour suivre le stock de logements et la densité bâtie ;
- la base DV3F des transactions immobilières (2010-2021) pour mesurer les prix au mètre carré ;
- FILOCOM pour les variables socio-démographiques au niveau de la commune et de la parcelle.



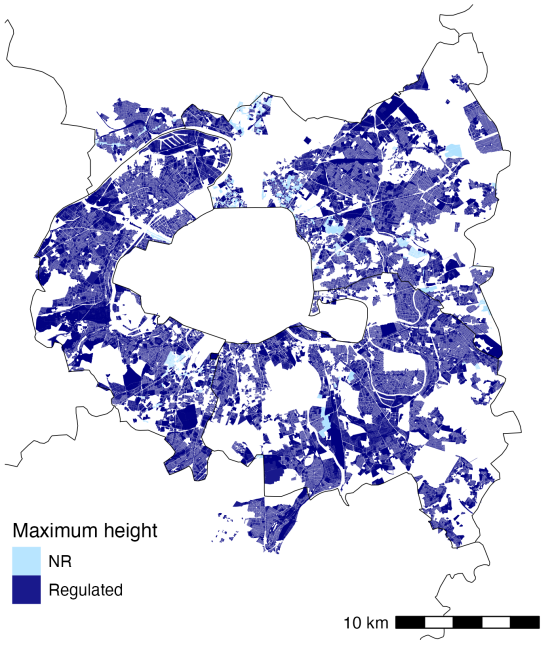
(a) Évolution de la couverture



(b) COS



(c) CES



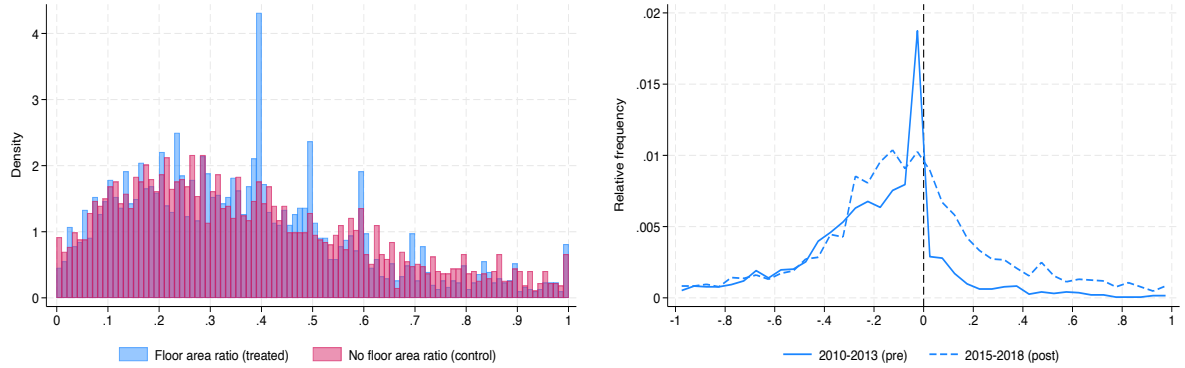
(d) Hauteur maximale

Figure 5.1 – Couverture des trois instruments réglementaires au 1er janvier 2014. Panel a : évolution de la part des zones régulées entre 2007 et 2021, pondérée par la surface. Panels b-d : distribution territoriale du COS, du CES et de la hauteur maximale. Source : Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

5.3.1 Le COS contraignait-il les nouvelles constructions ?

L'évaluation d'une suppression de contrainte n'a de sens que si la contrainte était effectivement active. Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026 testent le caractère contraignant du COS en analysant la distribution des COS observés sur les permis effectivement délivrés.

La Figure 5.2 reporte deux résultats.



(a) Distribution du COS observé dans les permis, 2010-2013

(b) Écart entre COS observé et COS réglementaire, avant et après la suppression

Figure 5.2 – Caractère contraignant du COS avant et après la réforme de 2014. Source : Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

Premièrement (panel a), la distribution du COS observé sur les permis délivrés entre 2010 et 2013 dans les zones traitées présente un *bunching* prononcé aux valeurs réglementaires standardisées de 0,4, 0,5, 0,6 et 0,7. Ces quatre valeurs concentrent 58 % des observations de la période pré-réforme dans les zones régulées. Le même *bunching* est absent dans les zones de contrôle. *Deuxièmement* (panel b), l'écart entre COS observé et COS réglementaire affiche une accumulation marquée juste en dessous de zéro avant la réforme, qui disparaît après 2014. Ces deux faits attestent que le COS était bien une contrainte effective sur les choix de densité avant sa suppression.

5.4 Stratégie d'identification

5.4.1 Spécification de différences-en-différences

L'identification repose sur la variation pré-réforme dans l'application du COS. Avant 2014, le COS s'appliquait dans 98 des 118 communes étudiées, mais seulement sur une partie de leurs zones. Cette configuration ouvre une variation à la fois *inter*- et *intra*-communale dans l'exposition à la réforme, exploitable dans un cadre de différences-en-différences.

Au niveau de la parcelle, l'équation estimée prend la forme :

$$Y_j = \beta \cdot \text{COS}_{b(j)} \times \mathbf{1}\{t(j) > 2011\} + \alpha_{m(j)} + \delta_{t(j)} + \epsilon_j, \tag{5.1}$$

où Y_j désigne la variable d'intérêt (valeur réglementaire ou résultat d'équilibre) pour la parcelle j située dans le bloc de zonage b, dans la commune m, à l'année t. Les effets fixes $\alpha_{m(j)}$ absorbent les caractéristiques invariantes au niveau communal. Les effets fixes $\delta_{t(j)}$ captent les chocs annuels communs à l'ensemble du territoire d'étude. La variable

$\text{COS}_{b(j)}$ est une indicatrice valant 1 si le bloc de zonage b était soumis à un COS au 1er janvier 2014. L'indicatrice $\mathbf{1}\{t(j) > 2011\}$ identifie les années postérieures à 2011, qui sert d'année de référence pour tenir compte des effets d'anticipation de 2012. Les écarts-types sont regroupés au niveau du bloc de zonage, qui correspond au niveau de variation du traitement.

5.4.2 Hypothèse d'identification

L'identification repose sur l'hypothèse de tendances parallèles : en l'absence de réforme, les zones traitées (couvertes par un COS en 2014) et les zones de contrôle auraient suivi la même trajectoire. Cette hypothèse est testable directement par l'examen des tendances avant 2012. Plusieurs spécifications complémentaires sont par ailleurs estimées : introduction d'effets fixes commune-année (utilisant uniquement la variation intra-communale), restriction aux zones proches les unes des autres avec effets fixes par frontière, et test de sensibilité à différentes définitions des groupes de traitement et de contrôle. Les résultats restent qualitativement inchangés.

5.5 Résultats principaux

5.5.1 Un ajustement réglementaire

La Figure 5.3 reporte les estimations d'événement (*event study*) sur les trois principales dimensions réglementaires affectées par la réforme. L'année de référence est 2011.

Trois résultats principaux se dégagent.

La hauteur maximale baisse dans les zones traitées dès 2012. Le panel a montre une chute prononcée des hauteurs maximales dès 2012, qui s'amplifie sur les années suivantes avant de se stabiliser vers 2017. Les coefficients sont négatifs et statistiquement significatifs, indiquant des baisses comprises entre 0,47 m et 1,16 m, soit 3 à 7 % de la moyenne pré-réforme.

Le CES suit la même trajectoire. Le panel b documente une baisse du CES débutant en 2011 et s'accentuant après 2012. Les coefficients estimés correspondent à des réductions comprises entre 0,01 et 0,03, soit 2 à 6 % de la moyenne de 2011.

Le refus de permis augmente après la suppression effective du COS. Le panel c montre que la probabilité de refus de permis de construire augmente de manière soutenue à partir de 2014 — date d'application effective de la suppression du COS — atteint son maximum en 2018, puis se stabilise. La hausse atteint 2 à 5 points de pourcentage, soit 12 à 29 % de la moyenne pré-réforme. Le décalage temporel entre l'ajustement des plans de zonage (qui démarre en 2012) et l'augmentation des refus (qui démarre en 2014) est cohérent avec la séquence des deux types d'instruments : les plans de zonage peuvent être révisés en

anticipation, alors que les refus de permis ne deviennent un outil de compensation utile que lorsque le COS a effectivement disparu.

Le tableau 5.1 reporte les estimations correspondantes sur l'ensemble de la période post-traitement.

Table 5.1 – Effet des réformes ALUR sur la réglementation locale (différences-en-différences)

	Hauteur max. (valeur) (1)	CES (valeur) (2)	Probabilité de refus (3)
COS × Post	-0.82***	-0.02***	0.03***
SE	(0.18)	(0.01)	(0.01)
CI 95%	[-1.16 ; -0.47]	[-0.03 ; -0.01]	[0.02 ; 0.05]
R^2	0.45	0.44	0.05
N	4,857,093	4,298,907	87,115

Notes : Estimation de l'équation (5.1) avec effets fixes commune et année. Variable expliquée : hauteur maximale (col. 1, en mètres), CES (col. 2, ratio entre 0 et 1), probabilité de refus de permis (col. 3, modèle de probabilité linéaire). Année de référence : 2011. Écarts-types entre parenthèses, regroupés au niveau du bloc de zonage. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}1$. Source : Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

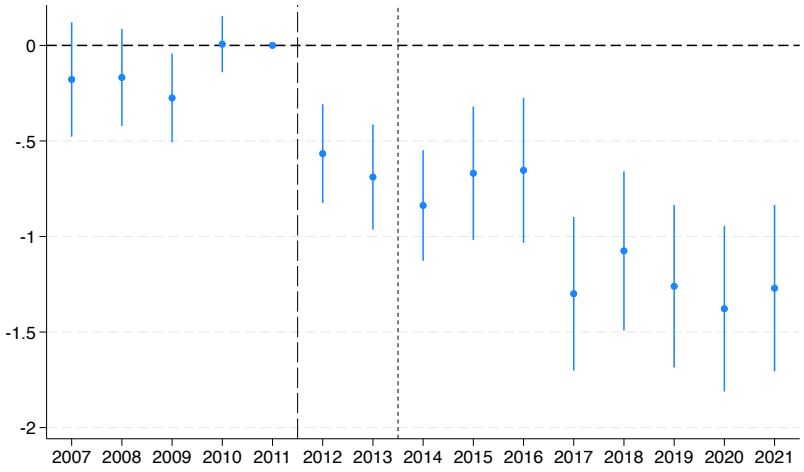
L'interprétation est directe : les communes dont le COS a été supprimé en 2014 ont, sur la même période, abaissé les hauteurs maximales, resserré les CES et augmenté le taux de refus de permis. La substitution réglementaire ne se résume donc pas à un simple report sur un seul outil : elle mobilise plusieurs marges simultanément.

Chiffre clé – L'ampleur de la contre-réaction

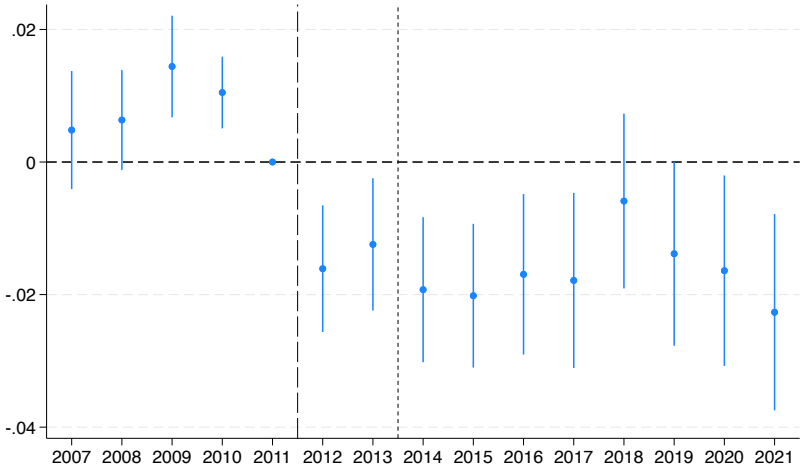
Effet de la séquence des réformes ALUR (2012-2014) en zone précédemment couverte par un COS :

- Hauteur maximale : $-0{,}47$ **à** $-1{,}16$ **mètre** (soit -3 à -7 %) ;
- Coefficient d'emprise au sol : $-0{,}01$ **à** $-0{,}03$ (soit -2 à -6 %) ;
- Probabilité de refus de permis : $+2$ **à** $+5$ **points de pourcentage** (soit $+12$ à $+29$ %).

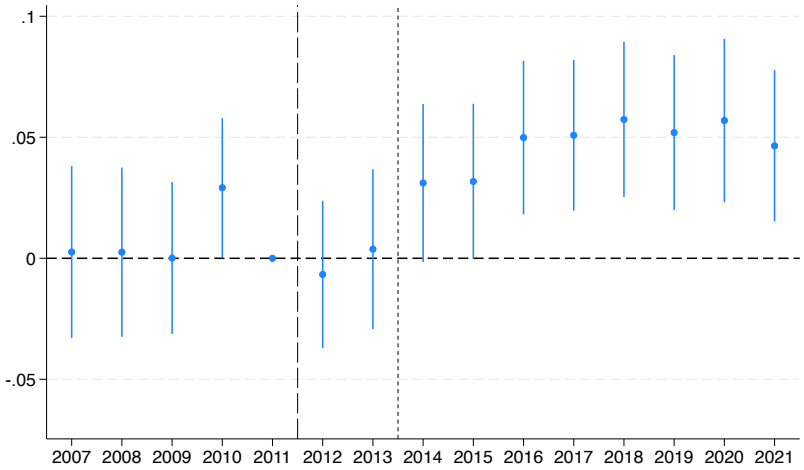
Les autorités locales ont mobilisé conjointement plusieurs marges réglementaires pour neutraliser la suppression du COS.



(a) Hauteur maximale (en mètres)



(b) Coefficient d'emprise au sol (CES)



(c) Probabilité de refus des permis de construire

Figure 5.3 – Effet des réformes ALUR sur la réglementation locale (estimations d'événement). Année de référence : 2011. Barres verticales : intervalles de confiance à 95 %. Source : Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

5.5.2 Effet sur la production de logements

Le tableau 5.2 reporte l'estimation de l'effet de la réforme sur le nombre de permis de construire délivrés, à partir d'un modèle binomial négatif estimé au niveau du bloc de zonage.

Table 5.2 – Effet de la réforme sur le nombre de permis (modèle binomial négatif)

	Nombre de permis (1)	Permis accordés (2)	Permis refusés (3)
COS × Post	-0.04**	-0.09***	0.12***
SE	(0.07)	(0.04)	(0.04)
CI 95%	[-0.08 ; -0.01]	[-0.14 ; -0.05]	[0.06 ; 0.19]
N	120,540	114,900	80,460

Notes : Estimation d'un modèle binomial négatif sur le nombre de permis au niveau du bloc de zonage, années 2007-2021. Année de référence : 2011. Effets fixes commune et année. Écarts-types regroupés au niveau communal. Les coefficients représentent des variations en logarithme du nombre attendu et doivent être exponentialisés pour interprétation. *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}1$. Source : Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

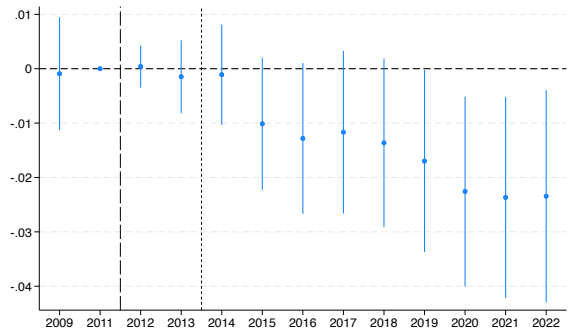
Le coefficient estimé de $-0{,}04$ correspond à un rapport d'incidence de $\exp(-0{,}04) \simeq 0{,}96$: le nombre de permis attendus dans les zones traitées est environ 4 % inférieur à celui des zones de contrôle. Cet effet est intégralement porté par une baisse des permis acceptés (coefficient négatif significatif au seuil de 1 %), elle-même cohérente avec la hausse documentée des refus.

5.5.3 Effet sur la densité bâtie et les prix

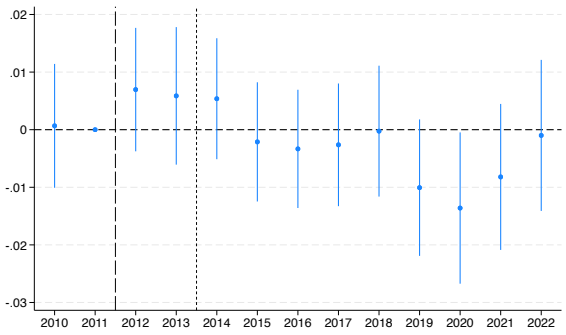
La Figure 5.4 reporte les estimations d'événement sur la densité de surface de plancher au niveau du bloc de zonage, et sur le prix au mètre carré au niveau de la transaction.

Sur la densité (panel a), les estimations d'événement deviennent progressivement négatives et atteignent un effet de l'ordre de $-2{,}4$ % à la fin de la période, en cohérence avec la moindre dynamique de construction documentée précédemment. L'effet n'est cependant pas toujours statistiquement significatif, ce qui s'explique par le fait que le stock de logements n'évolue que lentement : une baisse marginale du flux de construction ne se traduit que progressivement en un écart mesurable sur le stock.

Sur les prix (panel b), les coefficients estimés sont proches de zéro et statistiquement non significatifs. Une absence d'effet sur les prix n'est pas surprenante dans ce cadre : en l'absence d'augmentation effective de l'offre, l'équilibre des prix n'a pas de raison d'évoluer différentiellement entre zones traitées et zones de contrôle. À titre d'éclairage quantitatif, en mobilisant l'élasticité-prix de la demande estimée par Chapelle et Trannoy 2025 ($\simeq -0{,}4$) et la variation d'offre observée (entre $-0{,}004$ et $-0{,}024$), l'effet attendu sur les prix se situe entre $+0{,}2$ et $+1$ %, à la limite de la détectabilité statistique.



(a) Logarithme de la densité de surface de plancher



(b) Logarithme du prix au m^2

Figure 5.4 – Effet de la réforme sur les indicateurs d'équilibre immobilier. Année de référence : 2011. Le prix au mètre carré inclut des contrôles hédoniques (logement individuel, surface, nombre de pièces, époque de construction). Source : Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

5.6 Synthèse et implications

L'évaluation de la séquence de réformes ALUR conduit à deux conclusions empiriques.

Premièrement, la suppression du COS a été neutralisée par les autorités locales. Les maires ont substitué au COS un durcissement des autres outils réglementaires qui leur restaient accessibles : hauteur maximale, CES, refus de permis. La compensation a été quasi immédiate (ajustements préventifs dès 2012) et complète (effet net nul sur les prix, légèrement négatif sur la densité).

Deuxièmement, cette neutralisation est cohérente avec la littérature sur la formation endogène des règles locales. L'hypothèse *homevoter* (Fischel 2001 ; Hilber et Robert-Nicoud 2013 ; Mast 2024) suggère que les propriétaires occupants, dont la valeur patrimoniale dépend en partie de la rareté locale du logement, ont une incitation directe à soutenir des règles restrictives. L'examen détaillé des mécanismes politiques sous-jacents (alignement partisan, pression électorale, structure de propriété de l'électorat) constitue une piste de recherche en cours dans Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026, et fera l'objet de prolongements ultérieurs.

Ces résultats ont des implications fortes pour la conception des politiques publiques.

Politique publique – De la réforme réglementaire à la réforme fiscale

L'épisode ALUR fournit un argument empirique solide en faveur d'instruments de politique publique qui ne dépendent pas du pouvoir discrétionnaire municipal. Trois enseignements méritent d'être retenus.

Premier enseignement : la suppression isolée d'un outil de zonage est insuffisante. Lorsque les autorités locales disposent de plusieurs marges d'action, retirer une marge sans agir sur les autres ouvre simplement la voie à un transfert vers les marges restantes.

Une réforme efficace de la réglementation foncière par voie législative supposerait donc d'agir simultanément sur l'ensemble des marges, ce qui n'est ni techniquement aisé ni politiquement réaliste.

Deuxième enseignement : l'incitation des propriétaires occupants à restreindre la densification est structurelle. La valeur des patrimoines des électeurs résidents dépend en partie de la rareté locale du logement, ce qui produit une demande politique pour des règles restrictives indépendamment des cadres législatifs. Tout instrument qui repose sur la coopération active des autorités locales est donc exposé à un risque de neutralisation.

Troisième enseignement : la fiscalité foncière offre une voie alternative. Une taxe assise sur la valeur vénale du sol (voir chapitres 6 et 7) présente pèse sur le propriétaire foncier, et exerce donc une incitation directe à valoriser le potentiel constructible plutôt qu'à le restreindre.

Les chapitres 6 et 7 examinent précisément les conditions techniques et économiques d'une telle fiscalité : comment mesurer la valeur vénale du sol à grande échelle (chapitre 6), et comment évaluer l'incidence d'une fiscalité immobilière par comparaison avec la TVA sur le logement neuf (chapitre 7).

Chapitre 6

Estimer la valeur des terrains : vers une nouvelle base fiscale ?

6.1 De la transaction à la valeur de marché

Le chapitre 3 a mis en évidence la possibilité d'observer directement les transactions de terrains à bâtir en France métropolitaine. Mais une transaction ne donne accès qu'à un point du marché : elle renseigne sur le prix payé pour une parcelle particulière, à une date donnée, dans un contexte précis. Pour un usage fiscal — assiette d'une taxe sur la valeur vénale du foncier — il faut être capable, à partir des transactions observées, d'*estimer* la valeur de marché de l'ensemble des parcelles, y compris celles qui n'ont pas fait l'objet d'une transaction au cours de la période d'observation.

L'enjeu fondamental de ce chapitre réside ainsi dans une procédure d'extension. À partir de la valeur de transaction connue de près de 900 000 terrains ayant fait l'objet d'une construction ultérieure, l'objectif est d'inférer la valeur de la totalité des parcelles construites à des fins de logement en France métropolitaine.

L'analyse présentée ici, issue de Chapelle et al. 2025, met en concurrence deux familles de modèles. La première repose sur les régressions hédoniques classiques, dans la lignée des travaux fondateurs de Rosen 1974, et constitue le standard académique en évaluation immobilière. La seconde repose sur les algorithmes d'apprentissage automatique, et plus précisément sur le *gradient boosting* (XGBoost), qui s'est imposé dans la littérature récente sur l'évaluation foncière (Mayer et al. 2019 ; Jafary et al. 2024). Notre objectif est double : graphite à l'échelle de la parcelle, et comparer la performance et la stabilité des deux approches selon la qualité de leur application sur des données rares ou hétérogènes.

Le chapitre s'organise en huit temps. Nous présentons successivement les modèles hédoniques (section 6.2), les modèles XGBoost (section 6.3), leur performance prédictive comparée (section 6.4), les estimations agrégées (section 6.5) et les cartographies à l'échelle micro (section 6.6). Une section synthétise les forces et les limites des deux approches.

Puis nous explorons la distribution du potentiel fiscal et le comparons avec la distribution des revenus.

6.2 Modèles hédoniques

6.2.1 Spécification

Nous estimons une équation hédonique log-linéaire de la forme :

$$\ln(P_i/S_i) = \delta_{m(i)} + \delta_{t(i)} + X_i\,\beta + \epsilon_i, \tag{6.1}$$

où P_i désigne le prix de la parcelle i, S_i sa surface, $\delta_{m(i)}$ un effet fixe communal, $\delta_{t(i)}$ un effet fixe temporel, et X_i un vecteur de variables de contrôle. Cette spécification fait apparaître la valeur du sol comme une combinaison d'un effet de localisation (l'effet fixe commune), d'une dynamique temporelle (l'effet fixe année), et d'un ensemble de caractéristiques de la parcelle et de son environnement.

Quatre spécifications successives sont estimées, distinguées par l'enrichissement progressif de X_i :

1. *Spécification de base.* Inclut le logarithme de la surface (pour capter l'effet *mileage*, c'est-à-dire la prime au mètre carré pour les petites parcelles, documentée par Albouy, Ehrlich et Shin 2018 et Davis et al. 2021), le type de développement (vierge ou redéveloppement), une indicatrice individuel/collectif, et l'effet fixe communal.
2. *Contexte.* Ajoute le logarithme du revenu moyen et de la densité de population au voisinage de la parcelle, mesurés à partir des données carroyées de l'INSEE.
3. *Usage prévu.* Ajoute une indicatrice signalant les parcelles à usage mixte (résidentiel et commercial), qui représentent environ 8 % du foncier développé en 2019.
4. *Transaction.* Ajoute les types d'acheteur et de vendeur, qui peuvent influencer le prix observé via des mécanismes institutionnels et fiscaux (TVA, plus-values, exonérations applicables aux bailleurs sociaux).

L'effet fixe communal est estimable directement à partir de l'échantillon pour 86 % des 33 260 communes du jeu de données. Pour les communes restantes, l'effet fixe est imputé par la moyenne des effets fixes des communes contiguës partageant une frontière. Compte tenu de la taille des communes françaises (rayon moyen de l'ordre de 3 kilomètres), cette désagrégation reste fine car les communes et les arrondissements demeurent des petites unités géographiques.

6.2.2 Prédictions hédoniques

La prédiction de la valeur foncière au mètre carré pour une parcelle i se déduit de l'équation (6.1) par :

$$\widehat{P_i/S_i} = \exp\left(\widehat{\delta_{m(i)}} + \widehat{\delta_{t(i)}} + X_i\widehat{\beta}\right) \cdot \exp\left(\tfrac{1}{2}\widehat{\sigma}^2\right), \tag{6.2}$$

où $\widehat{\sigma}$ est la racine de l'erreur quadratique moyenne. Le terme $\exp(\frac{1}{2}\widehat{\sigma}^2)$ corrige le biais introduit par la transformation logarithmique sous l'hypothèse de log-normalité des résidus (Duan 1983).

Les prédictions sont calculées pour janvier 2019, dans une configuration standardisée (parcelle, ménage acheteur, ménage vendeur), de manière à fournir une valeur de marché homogène à travers les types de transaction.

6.3 Modèles XGBoost

6.3.1 Principe du *gradient boosting*

L'algorithme *gradient boosting*, dans sa version XGBoost, construit une prédiction à partir d'un assemblage séquentiel de *weak learners* (typiquement des arbres de décision peu profonds). Chaque arbre est ajusté aux résidus du précédent, en pondérant les corrections successives pour limiter le sur-apprentissage. Le modèle s'arrête lorsque les gains marginaux deviennent négligeables.

Concept – XGBoost et apprentissage automatique en évaluation foncière

Le *gradient boosting* est un algorithme d'apprentissage automatique fondé sur l'agrégation séquentielle d'arbres de décision. Sa principale différence avec une régression hédonique est l'absence de forme fonctionnelle imposée : les interactions entre variables, les non-linéarités et les seuils sont identifiés directement à partir des données, sans hypothèse paramétrique préalable. Cet avantage est aussi sa principale limite : l'algorithme interpole bien dans les régions denses de l'échantillon d'entraînement, mais ne peut pas extrapoler de manière fiable au-delà de ce qu'il a observé. La littérature récente (Mayer et al. 2019 ; André et Meslin 2025 ; Jafary et al. 2024) documente ses bonnes performances en évaluation immobilière, en particulier sur les marchés à transactions abondantes.

6.3.2 Variables et calibration

Le modèle XGBoost est entraîné sur les mêmes quatre catégories de variables que les modèles hédoniques. Une différence importante : les effets fixes communaux ne sont pas inclus, parce que les arbres de décision tendent à sur-apprendre sur les nœuds géographiques

rares lorsqu'ils sont mobilisés sous forme de variables catégorielles. La variation spatiale est donc captée indirectement par des variables continues : surface communale, part de sol artificialisé au niveau communal, surface et part artificialisée de l'aire urbaine d'appartenance.

Les variables ne sont pas log-transformées, le *gradient boosting* étant par construction insensible aux transformations monotones des variables explicatives. Les hyperparamètres (profondeur des arbres, taux d'apprentissage, nombre d'arbres) sont sélectionnés par validation croisée sur l'échantillon d'entraînement.

6.4 Performance prédictive

L'évaluation des deux familles de modèles repose sur un découpage aléatoire de l'échantillon en un sous-ensemble d'entraînement (80 %) et un sous-ensemble de test (20 %), suivant la pratique standard (Albouy, Ehrlich et Shin 2018 ; André et Meslin 2025). Pour les modèles XGBoost, le découpage est en outre validé par validation croisée. La performance est mesurée par la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) entre prix observés et prix prédits dans l'échantillon de test, et par le R^2.

Le tableau 6.1 reporte les performances pour les quatre spécifications, sur l'ensemble des transactions ainsi que séparément pour les segments individuel et collectif.

Trois résultats principaux se dégagent.

Premièrement, les modèles XGBoost atteignent en échantillon d'entraînement une performance largement supérieure aux modèles hédoniques. La RMSE est presque divisée par deux entre la spécification de base et la spécification complète, et le R^2 s'approche de l'unité. Cette performance reflète cependant en partie un sur-apprentissage : la flexibilité du *gradient boosting* permet de reproduire l'échantillon d'entraînement avec une grande fidélité, mais cette fidélité ne se transpose pas intégralement à l'échantillon de test.

Deuxièmement, sur l'échantillon de test, les performances des deux familles de modèles convergent. La RMSE de XGBoost en échantillon de test est environ trois fois supérieure à celle de l'échantillon d'entraînement, ce qui traduit la perte d'information liée au sur-apprentissage. Sur l'échantillon de test, les RMSE des deux modèles deviennent comparables, à l'exception du segment collectif, sur lequel XGBoost conserve un avantage.

Troisièmement, la performance se différencie selon le segment de marché. Sur le segment individuel, où les transactions sont nombreuses et la formation du prix relativement régulière (gradient continu en distance, dépendance forte au revenu local), les deux modèles produisent des performances similaires. Sur le segment collectif, où la formation du prix dépend d'interactions plus complexes entre densité, contraintes de constructibilité et profil de l'acheteur (acteur institutionnel pour 16 %), XGBoost capture mieux la non-linéarité.

Table 6.1 – Performance prédictive des modèles hédoniques et XGBoost

	(1) Baseline		(2) + Context		(3) + Intended Use		(4) + Transaction	
	FE	XGB	FE	XGB	FE	XGB	FE	XGB
Characteristics								
Year	x	x	x	x	x	x	x	x
Surface	x	x	x	x	x	x	x	x
Type	x	x	x	x	x	x	x	x
Multi-family (dummy)	x	x	x	x	x	x	x	x
Location	x	x	x	x	x	x	x	x
Context								
Density			x	x	x	x	x	x
Income			x	x	x	x	x	x
Intended use								
Mixed use (dummy)					x	x	x	x
Transaction								
Type of buyer							x	x
Type of seller							x	x
Train sample								
RMSE								
All	0.349	0.132	0.348	0.073	0.348	0.069	0.343	0.063
Single-family	0.296	0.129	0.296	0.071	0.295	0.068	0.292	0.062
Multi-family	0.857	0.173	0.856	0.104	0.856	0.095	0.831	0.066
R^2	0.888	0.984	0.889	0.995	0.889	0.996	0.892	0.996
N	576,479	576,479	576,479	576,479	576,479	576,479	576,479	576,479
Test sample								
RMSE								
All	0.372	0.395	0.374	0.377	0.374	0.380	0.369	0.370
Single-family	0.318	0.342	0.320	0.327	0.319	0.331	0.318	0.327
Multi-family	0.907	0.925	0.906	0.883	0.906	0.881	0.878	0.820
R^2	0.872	0.857	0.871	0.869	0.871	0.867	0.875	0.874
N	144,119	144,119	144,119	144,119	144,119	144,119	144,119	144,119

Source : Chapelle et al. 2025. La RMSE est calculée sur le logarithme du prix au mètre carré. Les modèles hédoniques utilisent les effets fixes communaux pour la dimension géographique. Les modèles XGBoost utilisent des variables continues (surfaces et parts artificialisées au niveau communal et de l'aire urbaine).

6.5 Estimations agrégées

6.5.1 Valeur agrégée de la terre résidentielle

À partir des coefficients estimés sur l'échantillon des transactions identifiées, nous calculons les prédictions de valeur foncière au mètre carré pour l'ensemble des parcelles résidentielles de France métropolitaine en 2019, puis nous agrégeons à différentes échelles. Les tableaux 6.2 et 6.3 reportent les valeurs moyennes et médianes au mètre carré, ainsi

que les valeurs agrégées au niveau national et pour les cinq plus grandes aires urbaines.

Table 6.2 – Prédictions agrégées en 2019 – Modèles hédoniques

	(1) Baseline	(2) Context	(3) Intended Use	(4) Transaction
Overall				
Average Value (per sqm)	290	290	291	461
Median Value (per sqm)	146	146	146	247
Total Value (billion)	2,872	2,859	2,865	4,638
GDP share	118%	118%	118%	191%
Single-Family				
Average Value (per sqm)	242	242	242	406
Median Value (per sqm)	136	136	136	232
Total Value (billion)	2,367	2,354	2,358	3,983
GDP share	98%	97%	97%	164%
Multi-Family				
Average Value (per sqm)	890	891	894	1,139
Median Value (per sqm)	433	434	435	607
Total Value (billion)	506	506	507	655
GDP share	21%	21%	21%	27%
Distribution by Urban area				
Lille				
Average value	566	566	569	918
Total Value (billion)	71	71	71	116
GDP share	3%	3%	3%	5%
Lyon				
Average value	521	519	521	786
Total Value (billion)	110	109	109	171
GDP share	5%	4%	4%	7%
Marseille - Aix-en-Provence				
Average value	665	664	664	1,028
Total Value (billion)	128	128	127	206
GDP share	5%	5%	5%	8%
Paris				
Average value	871	870	873	1,351
Total Value (billion)	632	631	632	990
GDP share	26%	26%	26%	41%
Toulouse				
Average value	333	334	334	521
Total Value (billion)	79	79	79	127
GDP share	3%	3%	3%	5%

Source : Chapelle et al. 2025. Prédictions effectuées pour janvier 2019, dans une configuration standardisée (parcelle, ménage acheteur, ménage vendeur). PIB 2019 : 2 426 milliards d'euros. Le périmètre exclut l'Alsace-Moselle.

Les écarts entre spécifications sont modestes en termes de RMSE et de R^2, mais peuvent atteindre jusqu'à 62 % en termes de valeur agrégée. Cette amplification résulte du fait que la RMSE pénalise davantage les écarts importants, qui se concentrent en zones

Table 6.3 – Prédictions agrégées en 2019 – Modèles XGBoost

	(1) Baseline	(2) Context	(3) Intended Use	(4) Transaction
Overall				
Average Value (per sqm)	326	246	245	294
Median Value (per sqm)	188	117	120	141
Total Value (billion)	3,461	2,338	2,361	2,879
GDP share	143%	96%	97%	119%
Single-Family				
Average Value (per sqm)	271	191	190	221
Median Value (per sqm)	177	108	111	132
Total Value (billion)	2,802	1,729	1,757	2,120
GDP share	116%	71%	72%	87%
Multi-Family				
Average Value (per sqm)	1,015	940	937	1,200
Median Value (per sqm)	480	422	421	504
Total Value (billion)	660	609	604	759
GDP share	27%	25%	25%	31%
Distribution by Urban area				
Lille				
Average value	427	426	418	485
Total Value (billion)	61	54	54	61
GDP share	2%	2%	2%	3%
Lyon				
Average value	525	412	405	435
Total Value (billion)	119	85	86	89
GDP share	5%	4%	4%	4%
Marseille - Aix-en-Provence				
Average value	597	489	475	520
Total Value (billion)	123	90	90	93
GDP share	5%	4%	4%	4%
Paris				
Average value	920	791	781	913
Total Value (billion)	710	585	578	665
GDP share	29%	24%	24%	27%
Toulouse				
Average value	392	282	276	301
Total Value (billion)	96	61	61	64
GDP share	4%	3%	2%	3%

Source : Chapelle et al. 2025. Mêmes conventions que pour le tableau 6.2.

urbaines ; les écarts dans les zones rurales, individuellement faibles, peuvent en revanche peser lourd dans l'agrégation, en raison de la grande surface concernée. Le segment collectif, en revanche, présente une grande stabilité interne entre spécifications.

6.5.2 Confrontation avec la comptabilité nationale

Le tableau 6.4 reporte la valeur des terrains supports de bâtiments établie par la comptabilité nationale, suivant la méthode résiduelle de Baron 2008. Cette valeur n'est pas directement comparable aux nôtres pour deux raisons : la comptabilité nationale agrège terrain résidentiel et terrain commercial, alors que nos estimations couvrent uniquement le résidentiel ; nos estimations excluent l'Alsace-Moselle et les territoires d'outre-mer, qui sont inclus dans la comptabilité nationale.

Table 6.4 – Valeur des terrains supports de bâtiments et d'infrastructures, par secteur institutionnel

	2018	2019	2020	2021	2022
Non-financial corporations	1,265	1,375	1,526	1,677	1,692
Financial corporations	127	142	159	179	182
General government	759	818	907	995	1,005
Households	3,418	3,689	4,074	4,471	4,498
Non-profit institutions	36	40	45	49	49
Total economy	5,606	6,064	6,710	7,371	7,426

Source : Insee 2023. Valeurs en milliards d'euros.

Pour rendre la comparaison plus précise, nous corrigeons nos prédictions de manière à isoler la valeur du foncier résidentiel détenu par les ménages. Pour chaque parcelle développée, nous estimons la part de la valeur foncière imputable à l'usage résidentiel par proportionnalité avec la part de surface de plancher résidentielle. Lorsque la parcelle est en copropriété entre secteurs institutionnels distincts, nous répartissons la valeur foncière en proportion des surfaces résidentielles détenues par chaque secteur.

Après ces deux ajustements, les estimations hédoniques agrégées s'établissent entre 2 800 milliards d'euros (spécifications 1, 2 et 3) et 4 600 milliards d'euros (spécification 4). Cet intervalle recouvre les valeurs reportées par la comptabilité nationale pour la période 2018-2022, en tenant compte des différences de périmètre. Les estimations XGBoost se situent en revanche en dessous de l'intervalle de la comptabilité nationale.

Chiffre clé – Valeur du foncier résidentiel selon les sources

Valeur estimée du foncier résidentiel français en 2019, après ajustements de comparabilité :

- Comptabilité nationale (méthode résiduelle, Baron 2008) : **6 000-7 000 milliards d'euros** (résidentiel + commercial) ;
- Modèle hédonique, spécification 4 (transaction) : **4 600 milliards d'euros** (résidentiel uniquement, hors Alsace-Moselle et outre-mer) ;
- Modèle XGBoost, spécification 4 : estimation inférieure, qui suggère un sous-

ajustement dans les zones à transactions rares.

La compatibilité des résultats au niveau macroéconomique entre l'approche comptable et l'approche hédonique nous fait préférer cette dernière à l'estimation Machine Learning.

6.6 Cartographies à l'échelle micro

6.6.1 Distribution nationale

Les Figures 6.1 et 6.2 reportent la distribution spatiale des prédictions agrégées au niveau communal, respectivement pour le modèle hédonique avec effets fixes (spécification 4) et pour le modèle XGBoost (spécification 4). Les seuils de la légende correspondent aux déciles de la distribution, complétés par les 95^{e} et 99^{e} centiles, afin de tenir compte de la forte asymétrie droite des prix fonciers.

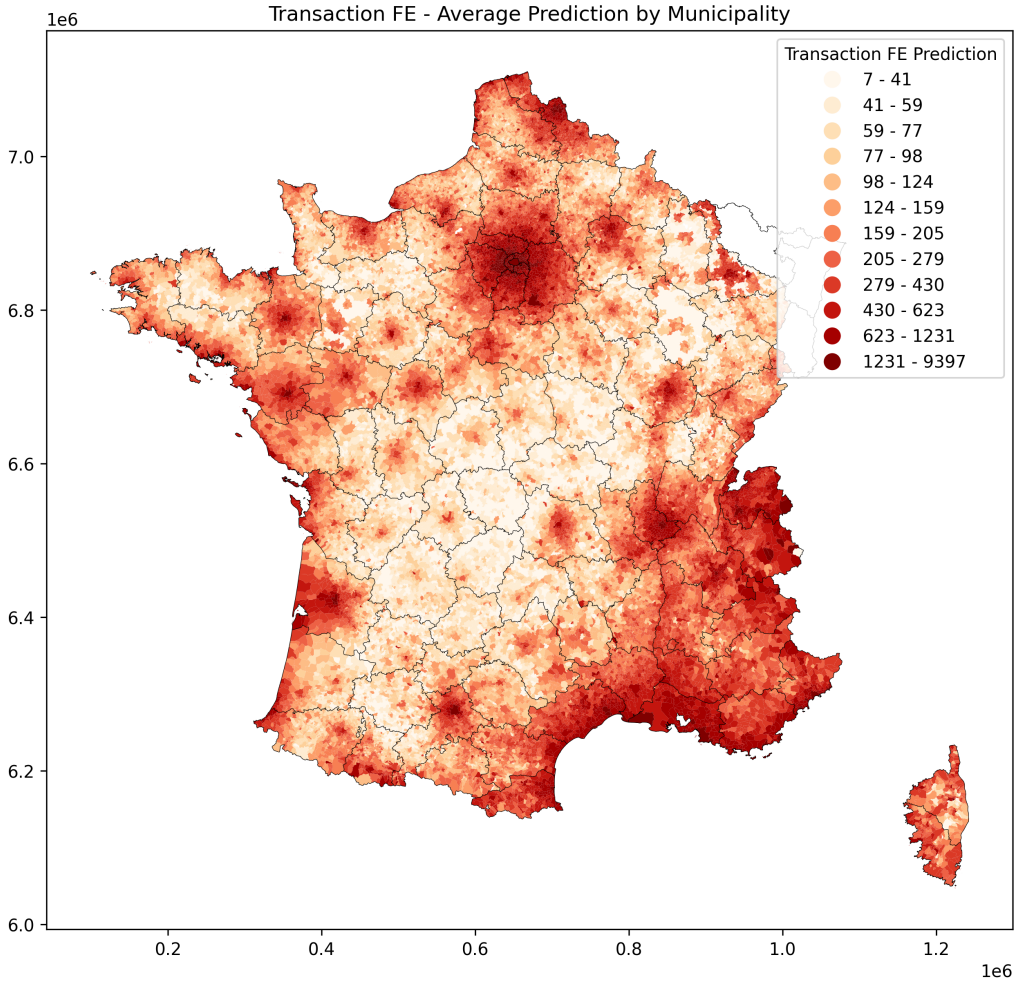


Figure 6.1 – Prédictions communales en 2019 – Modèle hédonique à effets fixes (spécification transaction). Source : Chapelle et al. 2025.

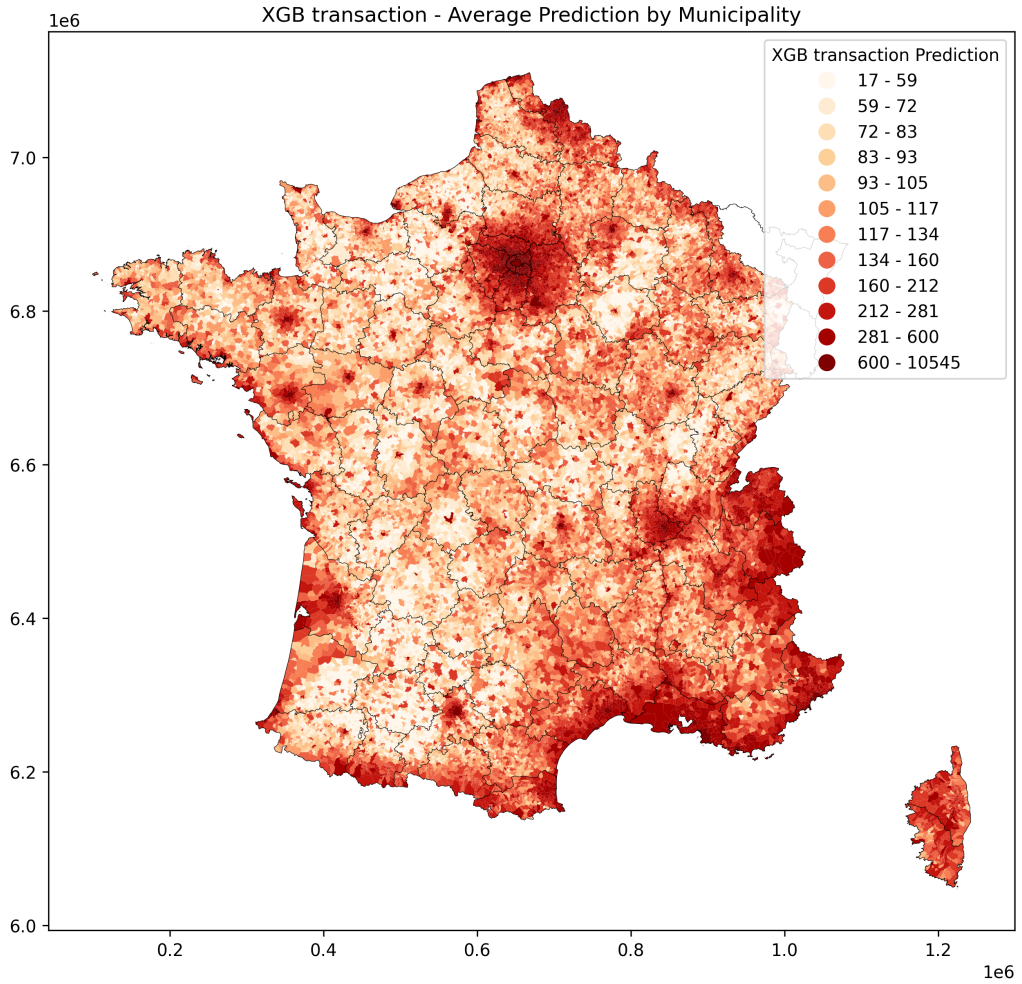


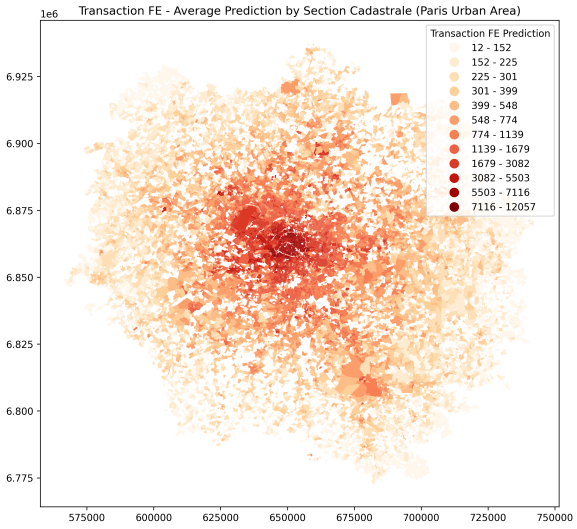
Figure 6.2 – Prédictions communales en 2019 – Modèle XGBoost (spécification transaction). Source : Chapelle et al. 2025.

Les deux modèles reproduisent largement la distribution de la densité de population. Le modèle hédonique génère un gradient spatial plus lisse, alors que le modèle XGBoost capte mieux les variations urbaines centrales mais produit aussi des pics isolés en zone rurale. Ce comportement s'observe en particulier dans des départements à transactions rares, faible densité, accessibilité limitée et faibles revenus, comme la Creuse ou le Cantal.

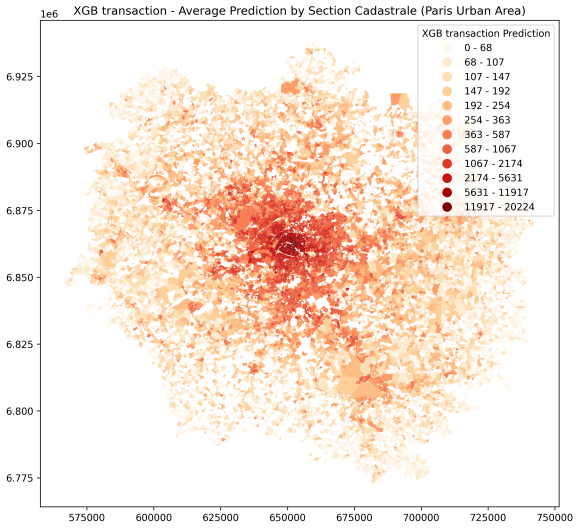
6.6.2 Cartographies métropolitaines

La Figure 6.3 compare les prédictions des deux modèles pour l'aire urbaine de Paris, à l'échelle de la section cadastrale (*housing block*), pour la spécification transaction. Le panel supérieur reporte l'aire urbaine entière, le panel inférieur reporte le centre.

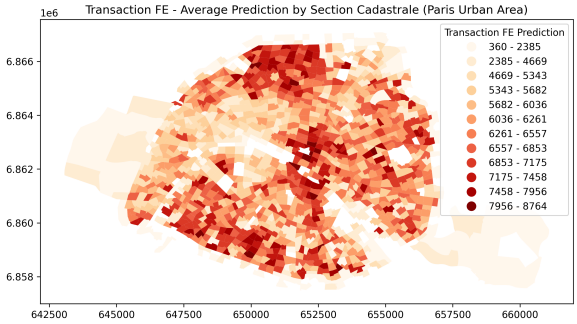
Aux deux échelles, le gradient prix-distance attendu est reproduit, avec une augmentation exponentielle des prix vers le centre. À l'échelle métropolitaine, les deux modèles fournissent des cartes globalement comparables. Le gradient XGBoost est légèrement plus accentué.



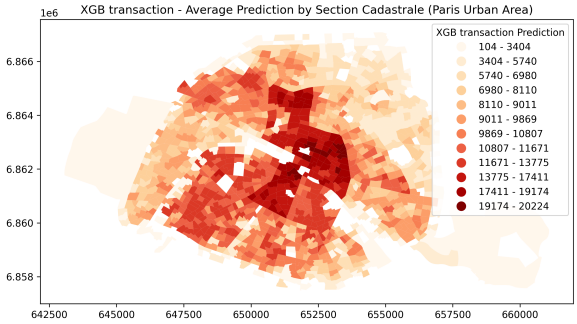
Hédonique FE – Aire urbaine



XGBoost – Aire urbaine



(a) Hédonique FE – Centre de Paris



(b) XGBoost – Centre de Paris

Figure 6.3 – Prédictions par section cadastrale en 2019 dans l'aire urbaine de Paris (spécification transaction). Source : Chapelle et al. 2025.

À l'échelle intra-urbaine, en revanche, le contraste est marqué. Le modèle hédonique produit des estimations bruitées et spatialement peu cohérentes au centre de Paris, avec des discontinuités abruptes entre sections cadastrales adjacentes et un échec à reproduire les structures connues (centre plus cher, gradient est-ouest). Le modèle XGBoost reproduit plus fidèlement ces structures, mais sous-estime certaines zones (8^{e} et 16^{e} arrondissements, ouest parisien). Les mêmes phénomènes sont observés à Lyon et Marseille : XGBoost produit des prédictions plus lisses dans les zones à fortes transactions, alors que le modèle hédonique tend à sous-évaluer les arrondissements sud de Marseille.

6.7 Forces et limites comparées des deux approches

Les deux familles de modèles atteignent une performance prédictive comparable en se basant sur les métriques standards, mais présentent des forces différentes selon le segment et l'échelle.

XGBoost est plus performant sur le segment collectif, où la formation des prix dépend

d'interactions complexes entre caractéristiques de la parcelle, densité urbaine et profil institutionnel des acteurs. Ces interactions sont mal capturées par une forme log-linéaire imposée. Les modèles hédoniques sont plus performants sur le segment individuel, dont la dynamique régulière (gradient en distance, dépendance au revenu local) se prête à l'extrapolation paramétrique.

Le manque de support commun entre individuel et collectif est une limite empirique partagée par les deux approches. Comme documenté au chapitre 3, les transactions individuelles de terrains constructibles sont presque inexistantes dans les centres-villes des grandes agglomérations (rayon de 4 kilomètres autour du centre de Paris). Inversement, les transactions collectives sont rares en périphérie. La prédiction de la valeur foncière dans les zones de faible transaction nécessite donc une extrapolation, dont les modèles gèrent différemment l'incertitude. Les modèles hédoniques, par leur structure paramétrique, extrapolent de manière lisse mais peuvent introduire un biais. Les modèles XGBoost ne savent pas extrapoler au-delà des combinaisons observées dans l'échantillon d'entraînement : ils interpolent avec fiabilité dans les régions denses, mais produisent des discontinuités et des prédictions instables dans les contextes sous-représentés.

Cette différence reflète un arbitrage classique entre biais et variance. Les modèles hédoniques imposent une structure : ils présentent un biais plus élevé mais une variance plus faible. Les modèles XGBoost sont plus flexibles : ils ont un biais plus faible mais une variance supérieure. Compte tenu de la taille modérée et de la segmentation forte de notre échantillon, cet arbitrage tend à favoriser les modèles hédoniques pour des prédictions à l'échelle nationale. Pour des usages où la richesse interactive est essentielle (par exemple, l'évaluation au sein d'un quartier dense disposant de nombreuses transactions comparables), les modèles XGBoost peuvent l'emporter.

Comme test de robustesse, nous reproduisons l'approche structurelle de Albouy, Ehrlich et Shin 2018, qui modélise les prix fonciers comme une fonction propre à chaque ville de la distance au centre et de la surface, avec un terme d'apprentissage hiérarchique. Sur notre échantillon, cette approche atteint une RMSE de l'ordre de 0,54 et un R^2 de 0,7, soit une performance inférieure à nos deux familles de modèles.

6.8 Concentration de la base fiscale et comparaison avec le revenu

Les sections précédentes ont validé la faisabilité technique de l'estimation de la valeur foncière à l'échelle de la parcelle et discuté les forces respectives des deux familles de modèles. Pour les usages fiscaux qui motivent la démarche, l'analyse appelle un dernier examen : celui de la distribution de la valeur foncière dans la population. Deux questions se posent. Quelle est l'inégalité de la base foncière entre individus ? Et comment cette inégalité

se compare-t-elle à celle du revenu, principale assiette de l'impôt direct contemporain ? La réponse à ces deux questions conditionne les propriétés redistributives d'une éventuelle taxe foncière assise sur la valeur vénale du sol.

6.8.1 Méthode

Pour mesurer la concentration de la valeur foncière, nous attribuons à chaque ménage propriétaire la valeur prédite par notre modèle hédonique (spécification transaction) du foncier sous-jacent aux logements qu'il détient. Lorsqu'une parcelle est détenue en copropriété, la valeur foncière est répartie au prorata des droits de propriété. Les valeurs sont ensuite agrégées au niveau de l'individu (par tête, après désagrégation des ménages). Le revenu correspond aux données fiscales *Fideli*, agrégé selon une procédure équivalente.

Nous reportons les courbes de Lorenz et les coefficients de Gini correspondants. La courbe de Lorenz reporte, en abscisse, la part cumulée de la population classée par valeur croissante de la variable d'intérêt, et, en ordonnée, la part cumulée de cette variable. Plus la courbe s'écarte de la première bissectrice, plus la distribution est inégalitaire. Le coefficient de Gini correspond au double de la surface comprise entre la courbe et la bissectrice ; il vaut 0 en cas d'égalité parfaite et tend vers 1 en cas de concentration extrême.

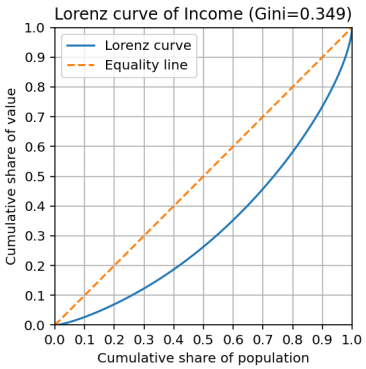
Concept – Courbe de Lorenz et coefficient de Gini

La courbe de Lorenz et le coefficient de Gini constituent les deux instruments standard de mesure des inégalités de distribution. Pour une distribution parfaitement égalitaire, la courbe de Lorenz coïncide avec la première bissectrice et le coefficient de Gini est nul. Pour une concentration totale (toute la valeur détenue par un seul individu), la courbe forme un coin et le coefficient tend vers 1. À titre de repère, le coefficient de Gini du revenu disponible des ménages s'établit, en France, autour de 0,29 à 0,30 selon les sources INSEE, et celui du patrimoine net autour de 0,67. Une distribution dont le Gini est supérieur à 0,50 est généralement considérée comme fortement concentrée.

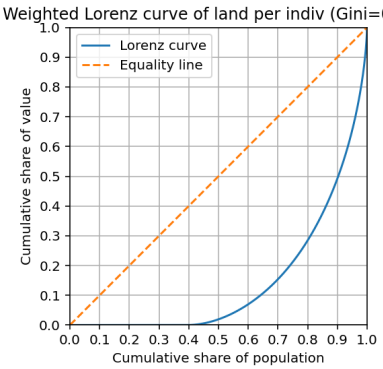
6.8.2 Une base foncière nettement plus concentrée que le revenu

La Figure 6.4 reporte les courbes de Lorenz du revenu et de la valeur foncière par individu, calculées sur l'ensemble de la population résidente. Pour la valeur foncière, environ 42 % des ménages français sont locataires et n'apportent rien à l'assiette : la courbe correspondante reste plate jusqu'à atteindre la part de la population qui possède du foncier, puis croît rapidement dans les déciles supérieurs.

Le contraste est marqué. Le coefficient de Gini de la valeur foncière par individu atteint 0,715, contre 0,349 pour le revenu individuel. L'écart entre une situation de parfaite inégalité (une seule personne aurait tout le patrimoine et les autres rien) et l'inégalité de la situation patrimoniale en richesse foncière est du même ordre de grandeur que l'écart



(a) Revenu individuel, ensemble de la population (Gini = 0,349)



(b) Valeur foncière par individu, ensemble de la population (Gini = 0,715)

Figure 6.4 – Courbes de Lorenz et coefficients de Gini du revenu et de la valeur foncière par individu sur l'ensemble de la population. Source : prédictions hédoniques de Chapelle et al. 2025 et données fiscales Filocom, calculs des auteurs.

entre une situation d'égalité parfaite du revenu et l'inégalité actuelle des revenus en France. Une part importante de cet écart provient du fait que 42 % de la population ne possède aucune valeur foncière directement imposable et n'apparaît qu'à la marge gauche de la courbe correspondante. Le reste tient à la concentration géographique du foncier dans les grandes agglomérations documentée aux chapitres 3 et 6, qui implique qu'au sein même des propriétaires, une fraction réduite détient une part disproportionnée de la valeur totale (voir sous-section suivante).

Chiffre clé – Le patrimoine foncier : une base concentrée

Coefficients de Gini en France — ensemble de la population :

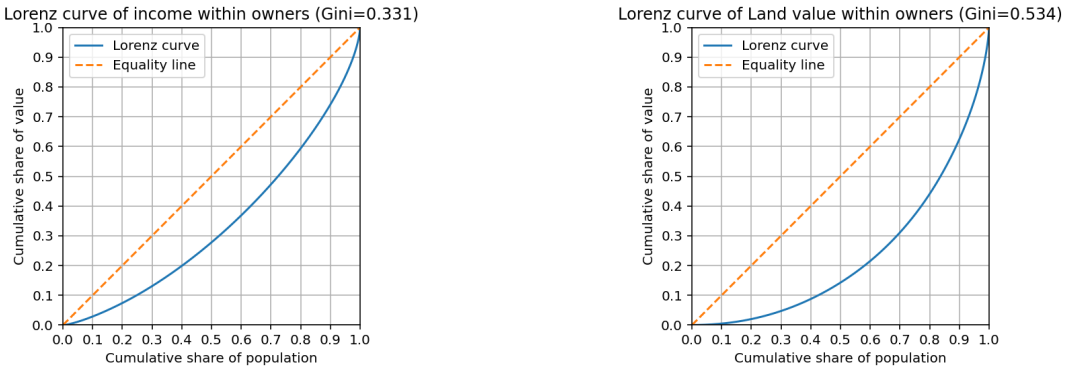
- Revenu individuel : **0,349** ;
- Valeur foncière par individu (locataires compris) : **0,715**.

le patrimoine foncier est très inégalement réparti dans la France contemporaine dans une approche de la richesse des ménages en coupe. Cette très forte inégalité est d'abord liée à une question de marge extensive, la non possession de patrimoine foncier par une très grosse minorité de ménages français

6.8.3 Restriction à la population des propriétaires

L'écart précédent intègre, dans la mesure de la concentration foncière, la population des locataires (environ 42 % des ménages français), qui ne détient aucune parcelle individuellement attribuable. Pour isoler l'inégalité *au sein des propriétaires*, nous restreignons l'échantillon aux ménages disposant d'au moins une parcelle. La Figure 6.5 reporte les courbes de Lorenz du revenu et de la valeur foncière sur cette sous-population.

Le Gini du revenu au sein des propriétaires (0,331) est légèrement inférieur à celui



(a) Revenu, propriétaires (Gini = 0,331) (b) Valeur foncière, propriétaires (Gini = 0,534)

Figure 6.5 – Courbes de Lorenz du revenu et de la valeur foncière au sein de la population des propriétaires. Source : prédictions hédoniques de Chapelle et al. 2025 et données fiscales, calculs des auteurs.

du revenu sur l'ensemble de la population (0,349). Cette baisse traduit une homogénéité socio-économique relative des propriétaires, qui constituent une sous-population plus aisée et plus stable. En revanche, le Gini de la valeur foncière au sein des propriétaires reste très élevé, à 0,534. Autrement dit, l'inégalité de la base foncière ne tient pas seulement à l'exclusion des locataires : elle se reproduit à l'intérieur même de la population des propriétaires. Une fraction réduite des propriétaires détient une part disproportionnée de la valeur foncière, principalement parce qu'elle est localisée dans les zones les plus tendues.

6.8.4 Concentration de la valeur foncière le long de l'échelle des revenus

Les courbes de Lorenz précédentes établissent la concentration interne de chaque variable, prise séparément. Une question distincte, et complémentaire, est de savoir comment la valeur foncière se distribue le long de la distribution des revenus. La Figure 6.6 y répond. Il s'agit non pas d'une courbe de Lorenz mais d'une *courbe de concentration* : l'abscisse classe la population par revenu croissant (et non par valeur foncière). L'ordonnée reporte la part cumulée de la valeur foncière totale détenue (courbe *land*), ainsi que, à des fins de comparaison, la courbe de Lorenz du revenu (courbe *income*).

L'indice de concentration de la courbe *land* est estimé à environ 0,34, soit une valeur très proche du coefficient de Gini du revenu (0,349). Les deux courbes sont par conséquent presque superposées sur la majeure partie de leur tracé. À chaque centile de revenu, la part cumulée de valeur foncière détenue correspond, à très peu de chose près, à la part cumulée du revenu perçu. La courbe *land* n'est par ailleurs pas convexe à l'extrême bas de la distribution : une fraction non négligeable des ménages situés en bas de la pyramide des revenus possède du foncier — typiquement des ménages retraités ou des ménages dont le revenu courant est faible relativement au patrimoine accumulé. C'est cette particularité

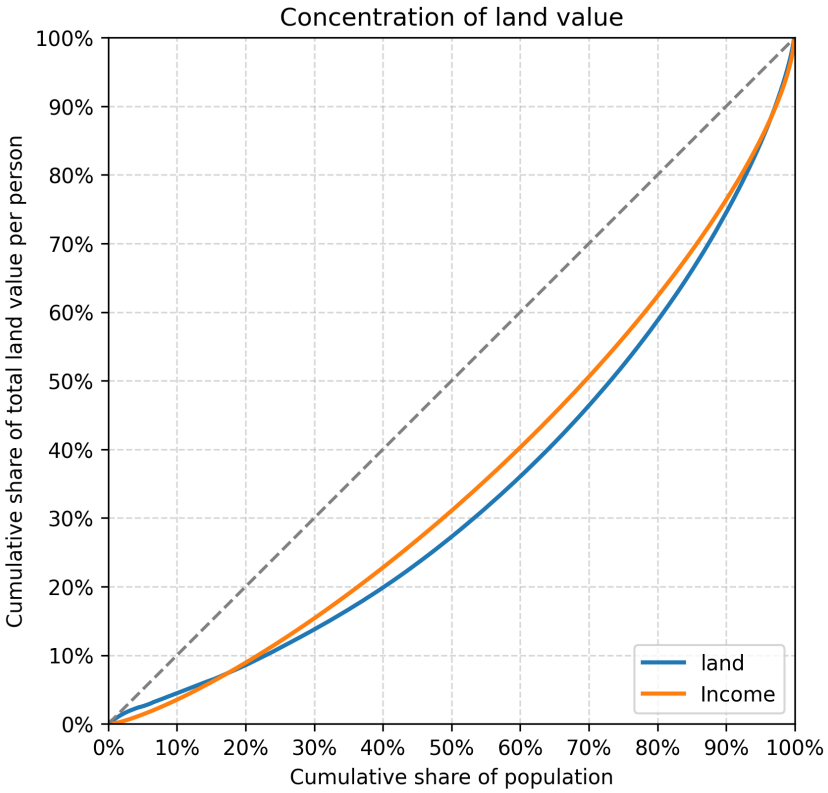


Figure 6.6 – Courbe de concentration de la valeur foncière selon le revenu, comparée à la courbe de Lorenz du revenu. La population est classée en abscisse par revenu croissant. La courbe *land* reporte la part cumulée de la valeur foncière totale détenue à mesure que l'on remonte la pyramide des revenus. La courbe *income* est la courbe de Lorenz du revenu (population classée par revenu, part cumulée du revenu en ordonnée). Source : prédictions hédoniques de Chapelle et al. 2025 et données fiscales, calculs des auteurs.

qui distingue une courbe de concentration d'une courbe de Lorenz au sens strict.

Cette proximité des deux courbes ne signifie pas pour autant que la valeur foncière et le revenu soient fortement corrélés au niveau individuel. La corrélation revenu/foncier mesurée sur les individus reste positive mais faible : il existe une forte dispersion intra-décile, avec des ménages aisés ne détenant aucun bien et des ménages à revenu modeste possédant des biens fortement valorisés. La quasi-superposition des courbes traduit donc l'égalisation cumulée par décile plutôt qu'un alignement individuel.

6.8.5 Comparaison avec les autres mesures patrimoniales

Les ordres de grandeur obtenus se replacent utilement dans la hiérarchie des Gini patrimoniaux français. Selon les estimations de référence, le coefficient de Gini du patrimoine net des ménages s'établit autour de 0,67 (LIS) et 0,65 (INSEE). Le Gini de la valeur des logements détenus est estimé par Mathias André et Olivier Meslin (2025) à 0,65 pour les résidences principales, 0,70 pour l'ensemble des logements, et atteint 0,78 pour les logements locatifs et 0,82 pour les résidences secondaires. Nos estimations sur le

sol nu (0,715 sur l'ensemble de la population ; 0,534 au sein des propriétaires) confirment que la valeur foncière, prise indépendamment de la structure, est plus concentrée que le patrimoine total et que le patrimoine immobilier global.

Concept – Pourquoi la valeur foncière est-elle plus concentrée que la valeur du bâti ?

L'intuition économique de cet écart est exposée par Trannoy et Wasmer (2022). Le prix d'un logement décompose la valeur de la structure (coût de construction, à peu près constant à qualité comparable) et la rente foncière différentielle (variable selon la localisation). En soustrayant la composante de structure — proche d'une constante — on amplifie mécaniquement la dispersion relative. Mathématiquement, la concentration d'une distribution $X - c$ avec c constante est supérieure à celle de X. Empiriquement, c'est la raison pour laquelle le Gini de la valeur foncière (0,715) dépasse celui de l'ensemble des logements (0,70) ou celui des résidences principales (0,65). La valeur foncière concentre la part la plus inégalement distribuée du patrimoine immobilier.

6.8.6 Implications pour la conception fiscale

Les observations précédentes (concentration absolue élevée, concentration interne forte au sein des propriétaires, alignement de la courbe de concentration sur la distribution des revenus, faible corrélation individuelle revenu/foncier) suggèrent trois implications pour la conception d'une fiscalité foncière renouvelée.

Une base nettement plus large que l'impôt sur le revenu. Le Gini de 0,715 reflète à la fois la concentration de la valeur entre déciles et le caractère binaire de la détention foncière (locataire vs propriétaire). Une taxe foncière proportionnelle assise sur la valeur vénale du sol toucherait l'ensemble des propriétaires en proportion de la valeur détenue, alors que l'impôt sur le revenu s'applique sur le revenu courant indépendamment du patrimoine. Cette extension permet de capter des situations patrimoniales aujourd'hui mal imposées, notamment celles où la corrélation individuelle entre revenu et patrimoine foncier est faible.

Une progressivité par décile de revenu proche de celle de l'impôt sur le revenu. L'indice de concentration de la valeur foncière selon le revenu (0,34) est très proche du Gini du revenu (0,349). À recette équivalente, le profil de prélèvement par décile de revenu d'une taxe foncière proportionnelle ne s'écarte donc pas radicalement de celui d'un impôt sur le revenu de même rendement. La taxe foncière ne joue pas le rôle d'un super-impôt sur le revenu : elle joue celui d'un instrument complémentaire qui élargit l'assiette à des situations patrimoniales mal captées par le revenu courant.

Une assiette plus stable et plus difficile à éroder. La valeur foncière, par construction immobile et observable, est plus difficile à dissimuler que le revenu, particulièrement au sommet de la distribution. L'inégalité du revenu y est sensible aux choix d'optimisation (arbitrage revenus d'activité / revenus du capital, dispositifs d'exonération, holdings).

L'assiette foncière n'est pas exposée à ces stratégies dans la même mesure.

6.9 Synthèse et perspective fiscale

Le chapitre a établi qu'il est possible, à partir d'une base de données fondée sur les transactions observées, d'estimer la valeur du foncier résidentiel français à l'échelle de la parcelle, sans recourir à la méthode résiduelle de la comptabilité nationale. Les estimations agrégées issues des modèles hédoniques convergent avec les ordres de grandeur de l'INSEE après ajustements de comparabilité.

Trois résultats principaux ressortent.

Premièrement, l'évaluation de la valeur foncière à grande échelle est techniquement faisable. Les outils statistiques (régressions hédoniques) et computationnels (XGBoost) sont tous deux opérationnels sur les données administratives françaises (DV3F, Fichiers Fonciers, données carroyées INSEE).

Deuxièmement, les deux familles d'approches sont complémentaires. Les modèles hédoniques offrent une prédiction lisse, interprétable, et stable sur l'ensemble du territoire. Les modèles XGBoost capturent mieux les non-linéarités dans les zones à fortes transactions, en particulier sur le segment collectif urbain. Pour des applications fiscales, l'interprétabilité et la stabilité des modèles hédoniques peuvent constituer un avantage déterminant.

Troisièmement, la prédiction de la valeur foncière dans les zones à transactions rares reste un défi méthodologique ouvert. Les zones rurales sans activité de construction et les centres-villes très contraints par la réglementation foncière fournissent peu de signaux directs sur la valeur du sol. Une amélioration possible consisterait à mobiliser, en complément, l'information sur les prix immobiliers eux-mêmes pour inférer une valeur foncière implicite, ou à recourir à des modèles structurels lorsque la donnée fait défaut.

Politique publique – Vers une évaluation foncière publique

La construction d'une assiette fiscale fondée sur la valeur vénale du foncier suppose une procédure d'évaluation à la fois fiable, transparente et révisable. Les résultats de ce chapitre suggèrent qu'une telle procédure est techniquement à portée à partir des sources de données existantes (DV3F, Fichiers Fonciers, données carroyées INSEE). Trois conditions opérationnelles paraissent toutefois nécessaires : (i) un accès régulier et institutionnalisé aux bases de données concernées, (ii) une publication des estimations avec leurs intervalles d'incertitude, distinguant les segments individuel et collectif, (iii) une procédure de révision au fur et à mesure de l'arrivée de nouvelles transactions. La convergence entre nos estimations hédoniques et celles de la comptabilité nationale, après ajustements, conforte la cohérence de la démarche.

Le chapitre 7 examine la question de l'incidence d'une fiscalité immobilière, en exploitant

une expérience naturelle française : la baisse de TVA appliquée à partir de 2006 sur les logements neufs construits dans certaines zones de rénovation urbaine. Cette expérience permet d'évaluer la transmission d'une variation de prix entre acheteurs, promoteurs et propriétaires fonciers, et de discuter, par contraste, les propriétés économiques d'une taxe portant sur le sol plutôt que sur le bâti.

Chapitre 7

Taxer le foncier ou taxer le bâti ? La TVA comme expérience naturelle

7.1 Taxer le bâti : une expérience naturelle française

Les chapitres précédents ont établi le constat empirique sur lequel s'appuie l'argument fiscal de ce rapport. Le foncier urbain représente trois années de PIB. Son prix s'est envolé là où la réglementation foncière limite la constructibilité. La réforme directe de cette réglementation s'est révélée peu efficace dans le cas de la loi ALUR. Ces constats orientent vers une réflexion sur l'instrument fiscal, et plus précisément sur la taxation du foncier comme alternative aux instruments existants. Or, parmi ces instruments, la TVA appliquée aux logements neufs en France offre un point de comparaison particulièrement éclairant. Elle constitue une taxe sur le *bâti*, prélevée au moment de la construction, dont les effets contrastent terme à terme avec ceux d'une éventuelle taxe sur le *sol*.

Le présent chapitre exploite une expérience naturelle française pour identifier les paramètres clés de cette comparaison. Entre 2006 et 2014, la TVA appliquée à la construction de logements neufs privés a été abaissée de 20 % à 5,5 % dans certaines zones de rénovation urbaine définies par le Programme National de Rénovation Urbaine (PNRU). Cette baisse, prévue par la loi ENL de 2006 puis reconduite par la loi ALUR de 2014, n'a concerné qu'une partie des zones défavorisées, ce qui ouvre une stratégie d'identification fondée sur la comparaison entre zones traitées et zones de contrôle. À partir de cette stratégie, Chapelle et Trannoy 2025 estiment l'élasticité-prix de la demande de surface habitable, l'élasticité-prix de l'offre, l'incidence de la baisse de TVA, et procèdent à une analyse de bien-être.

L'objectif du chapitre est de tirer de ces résultats les enseignements pour la conception d'une fiscalité foncière. Trois résultats principaux structurent l'analyse. Premièrement, la baisse de TVA s'est accompagnée d'une augmentation de la construction de logements, mais limitée (entre 1,8 % et 5 % selon le périmètre). Deuxièmement, la baisse a été transmise

aux acheteurs à hauteur d'environ 60 % en moyenne dans les zones environnantes ; le solde a été capté par les propriétaires fonciers et par les promoteurs, dans une proportion qui dépend d'une hypothèse sur la part du foncier dans le coût de l'opération (section 7.5.2). Troisièmement, l'incidence finale est cohérente avec un modèle dans lequel l'offre de logements est inélastique et où la rente foncière en capte une part substantielle.

Un point de champ mérite d'être signalé d'emblée. Le périmètre de rénovation urbaine proprement dit (zones SH, voir section 7.3.1) correspond à des opérations d'*aménagement* d'ensemble, portées par un aménageur, où le foncier est assemblé et cédé à des conditions négociées collectivement. Les résultats privilégiés de ce chapitre — en particulier l'estimation en triple différence, jugée la plus robuste — portent en revanche sur les zones frontières (FZ), situées hors de ce périmètre : il s'agit du marché immobilier ordinaire, où les programmes privés se construisent au coup par coup, « en diffus », sur des parcelles acquises de gré à gré. Sauf mention contraire, c'est donc à ce marché diffus, et non aux opérations d'aménagement du PNRU elles-mêmes, que se rapportent les résultats commentés dans ce chapitre.

7.2 Contexte : rénovation urbaine et baisse de TVA

7.2.1 Le programme national de rénovation urbaine

Le PNRU, lancé en 2003 et clos en 2021 après dix-sept années d'opérations, a financé pour 48,4 milliards d'euros de travaux dans environ 572 quartiers des 219 villes de France métropolitaine, soit environ 7 % de la population française (4 millions d'habitants). Les opérations ont concerné principalement le parc social : 175 000 logements démolis, 142 000 logements sociaux reconstruits et 81 000 logements privés bâtis. Le coût a été supporté à 47 % par les bailleurs sociaux, à 23 % par l'Agence Nationale de Rénovation Urbaine (ANRU), et à 26 % par les collectivités locales.

Le PNRU a constitué un traitement massif. En moyenne, chaque ménage des quartiers concernés a bénéficié d'un transfert d'environ 93 000 € étalé sur quinze ans. Le périmètre des zones traitées a été défini en 2003 et n'a pas été redessiné par la suite : cette stabilité permet d'identifier proprement les effets de la réforme par comparaison avec les zones non traitées.

7.2.2 La réforme de TVA de 2006

Une dimension spécifique de la rénovation urbaine concerne le traitement fiscal des promotions immobilières privées dans les zones traitées. La TVA standard sur la construction d'un logement neuf est de 20 % (sur le prix incluant le terrain et la structure). Pour le logement social, le taux est de 5,5 %. La loi ENL de juillet 2006 a aligné le taux applicable au logement neuf privé sur celui du social, à l'intérieur des zones de rénovation et dans un

rayon de 500 mètres autour. Cette baisse de 20 % à 5,5 % correspond, si la réduction est intégralement transmise au consommateur, à une baisse de prix de 12,1 %. Le bénéfice de la mesure était assorti d'une condition : la revente du bien dans les cinq ans suivant la livraison entraînait le remboursement intégral de l'avantage ; cette obligation décroissait ensuite de 10 % par année supplémentaire de détention. La loi ALUR de 2014 a maintenu ce traitement fiscal en redessinant légèrement le zonage. La période de traitement retenue par Chapelle et Trannoy 2025 s'étend ainsi de 2006 à 2014.

Concept – Pourquoi étudier une baisse de TVA pour penser la taxe foncière ?

La TVA sur les logements neufs et la taxe foncière sont deux taxes immobilières aux propriétés économiques opposées. La TVA est prélevée au moment de la construction sur la valeur totale du logement (terrain + structure). C'est une taxe sur les flux qui pénalise mécaniquement l'investissement productif. La taxe foncière, lorsqu'elle porte sur la valeur du sol, est prélevée annuellement sur le stock de capital foncier, indépendamment des travaux de construction. Elle ne pénalise donc pas l'investissement productif. L'analyse d'une baisse de TVA permet d'estimer l'incidence d'une taxe sur le bâti, et donc, par contraste, de discuter les propriétés d'une taxe sur le sol.

7.3 Stratégie d'identification

7.3.1 Définition des zones de traitement et de contrôle

L'analyse mobilise neuf types de zones, illustrés à partir de l'exemple de l'agglomération de Bordeaux. Trois groupes principaux sont distingués :

— **Zones de rénovation urbaine (*Social Housing*, SH).** Zones traitées par le PNRU et par la baisse de TVA. SH1 désigne les zones strictement dans le périmètre, SH2 les zones de contrôle similaires (quartiers défavorisés mais non traités).

— **Zones frontières (*Frontier Zones*, FZ).** Zones situées dans un rayon de 500 mètres autour des SH. FZ1 sont les frontières des SH traitées, FZ2 les frontières des SH non traitées (contrôles).

— **Zones extérieures (*Outside Zones*, OZ).** Zones plus éloignées, utilisées pour la double différence et la triple différence.

Cette distinction entre zones n'est pas seulement géographique : elle recouvre des types d'opérations différents. Les zones SH correspondent au périmètre d'aménagement du PNRU proprement dit : la reconstruction y est portée par des opérations d'ensemble (ZAC, aménageurs publics ou semi-publics), avec un foncier assemblé et cédé à des conditions négociées collectivement dans le cadre du projet de rénovation urbaine. Les zones FZ et OZ, à l'inverse, ne relèvent pas d'une opération d'aménagement : il s'agit du marché immobilier ordinaire, où les programmes privés se construisent au coup par coup — «

en diffus » — sur des parcelles acquises de gré à gré, dans les mêmes conditions que sur le reste du territoire national. *Sauf mention contraire, les résultats commentés dans la suite de ce chapitre — en particulier l'estimation privilégiée en triple différence — portent sur la comparaison FZ / OZ, c'est-à-dire sur ce marché diffus situé hors du périmètre d'aménagement PNRU, et non sur les opérations d'aménagement elles-mêmes.* Les résultats obtenus sur les zones cœur (SH1 vs SH2) sont reportés séparément lorsqu'ils diffèrent, précisément parce qu'ils décrivent un contexte de marché différent (opérateurs sociaux, foncier négocié collectivement, absence de rareté foncière au sens usuel).

Trois stratégies de comparaison sont mises en œuvre :

1. Comparaison SH1 vs SH2 (zones cœur traitées vs zones cœur de contrôle).
2. Comparaison FZ1 vs FZ2 (frontières traitées vs frontières de contrôle).
3. Comparaison FZ1 vs OZ1 (zones frontières traitées vs zones extérieures), et triple différence (FZ1, FZ2, OZ1, OZ2) pour le résultat le plus robuste.

7.3.2 Stabilité de la composition de la population

Une condition essentielle pour interpréter les résultats sur le prix au mètre carré et sur la quantité construite est que la baisse de TVA n'ait pas attiré, dans les zones traitées, une population différente de celle des zones de contrôle. Si tel était le cas, la variation du prix observé refléterait à la fois un effet de pure incidence fiscale et un effet de composition, et l'estimation de l'élasticité-prix serait biaisée.

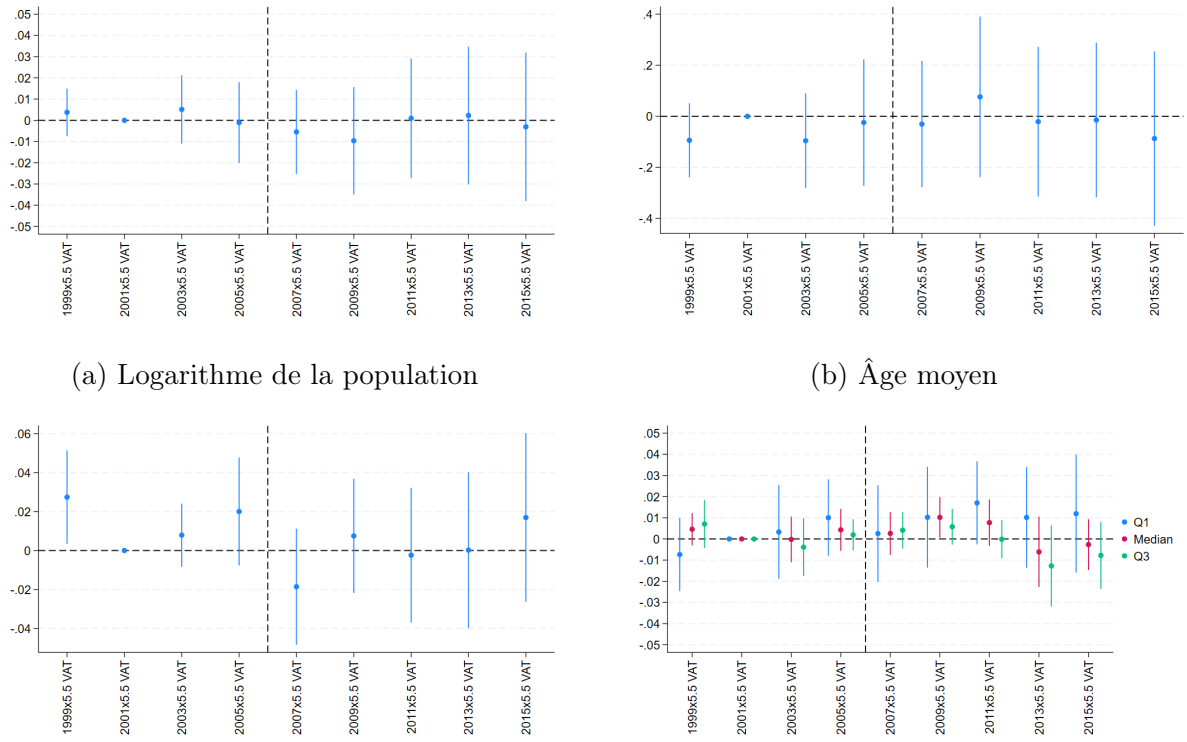
Chapelle et Trannoy 2025 testent cette condition à partir des données carroyées de l'INSEE. La Figure 7.1 reporte les estimations en triple différence sur la population totale, l'âge moyen, la taille moyenne du ménage, et les quartiles de revenu. Aucune de ces dimensions ne diffère significativement entre zones traitées et zones de contrôle. Le programme n'a donc pas induit de gentrification ni d'appauvrissement, et l'élasticité-prix de la migration vers les zones traitées peut être considérée comme nulle.

Cette stabilité, qui constitue par ailleurs un échec de l'objectif initial de mixité sociale du PNRU (Guyon 2017), présente l'avantage analytique de simplifier l'identification des paramètres de l'offre et de la demande. La population concernée est qualifiée, dans la terminologie de Goodman 2002, de population de *stayers* : ce sont essentiellement les mêmes ménages qui sont observés avant et après la réforme.

7.4 Effets sur la quantité construite

La Figure 7.2 reporte l'effet de la baisse de TVA sur l'investissement résidentiel cumulé, dans les trois cadres de comparaison.

Sur l'ensemble des spécifications, l'effet est positif mais modéré. Sur les zones cœur (SH1 vs SH2), l'investissement cumulé augmente de 5 % à 10 % au bout de 8 à 10 ans.



(a) Logarithme de la population

(b) Âge moyen

(c) Taille moyenne du ménage

(d) Médiane et quartiles de revenu

Figure 7.1 – Composition démographique et socio-économique des zones traitées (triple différence). Source : Chapelle et Trannoy 2025.

Sur les zones frontières (FZ1 vs FZ2), l'augmentation est de 3 % sur 7 à 10 ans. Sur la triple différence (FZ1, FZ2, OZ1, OZ2), elle s'établit à 1,8 %. Ces ordres de grandeur convergent : dans tous les cas, la quantité construite progresse, mais sans suivre la baisse théorique du prix qui aurait été observée en cas de transmission intégrale (12,1 %).

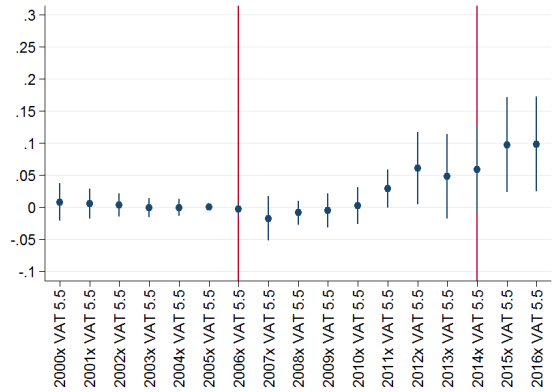
À titre d'illustration, l'augmentation de 1,8 % sur la zone frontière correspond à environ 35,1 millions de mètres carrés sur la période, à comparer à un total d'investissement résidentiel de 187 millions de mètres carrés en France pendant les neuf ans du traitement. Ramenée à l'investissement neuf, l'augmentation de 1,8 % se traduit par un gain d'environ deux ans d'investissement.

7.5 Effets sur les prix

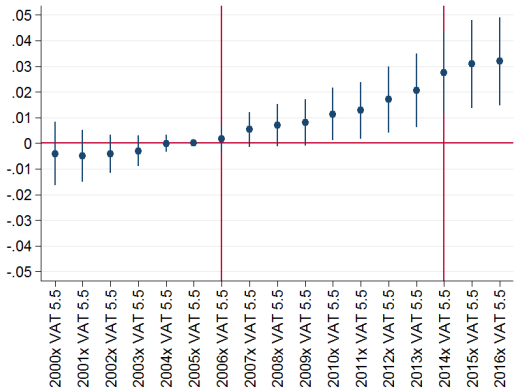
7.5.1 Prix des logements neufs

La Figure 7.3 reporte l'effet de la baisse de TVA sur le prix des logements neufs dans les zones traitées par rapport aux zones de contrôle. Quatre comparaisons sont reportées, correspondant aux trois stratégies d'identification et à la triple différence.

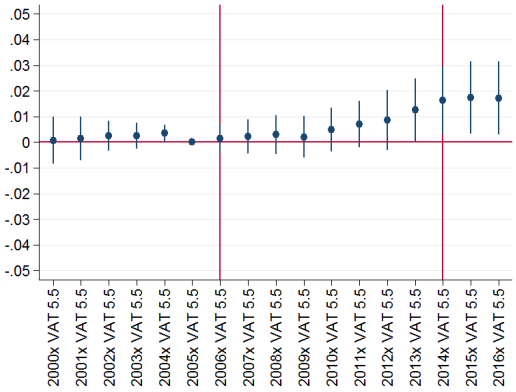
Le prix des logements neufs dans les zones cœur baisse d'environ 12 % par rapport aux zones de contrôle, soit la baisse théorique attendue en cas de transmission intégrale.



(a) SH1 vs SH2 (avec contrôles)



(b) FZ1 vs FZ2 (avec contrôles)



(c) FZ1 vs OZ1 (avec contrôles)

Figure 7.2 – Effet de la baisse de TVA sur l'investissement résidentiel cumulé (en %). Source : Chapelle et Trannoy 2025.

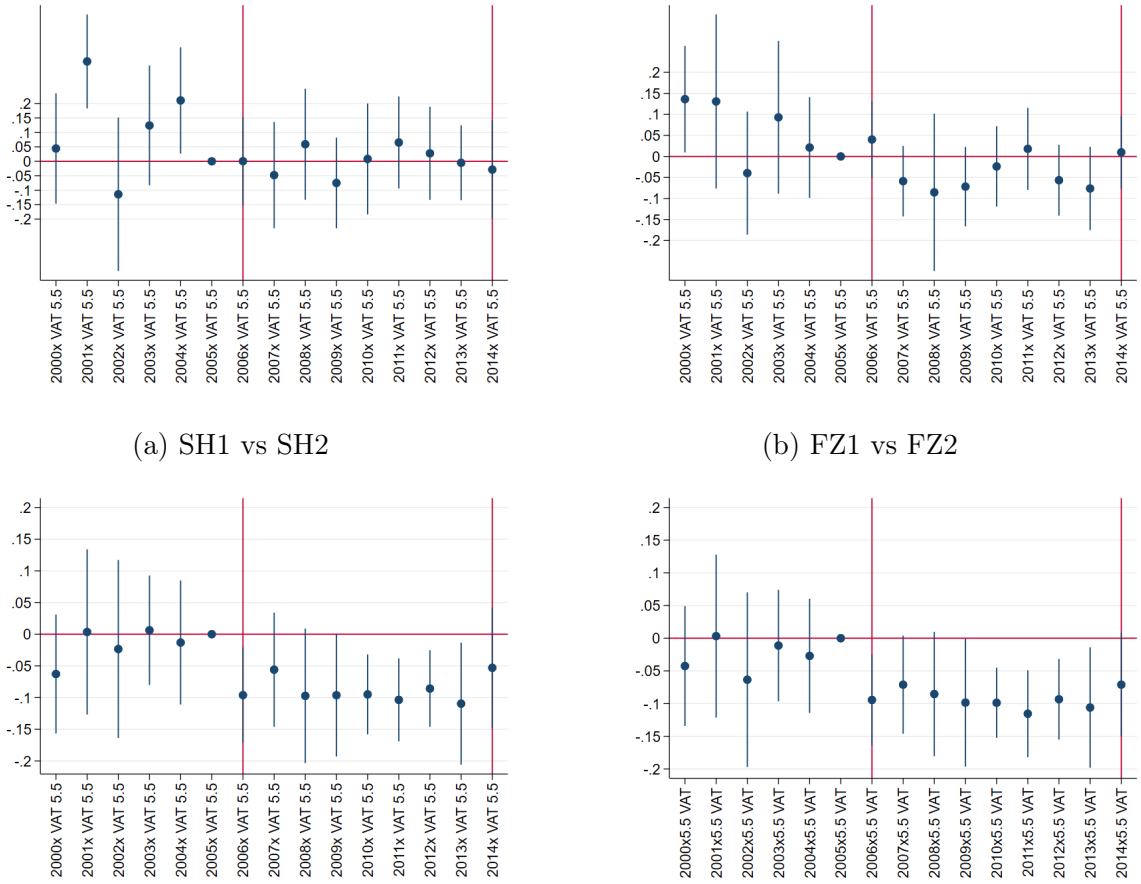
Dans les zones frontières et en triple différence, la baisse observée est limitée à environ 7 %, soit un peu plus de la moitié de l'effet attendu. La transmission au consommateur est ainsi totale dans les zones cœur, mais partielle dans les zones environnantes (*pass-through* d'environ 60 %).

L'analyse de la qualité (note cadastrale, valeur locative cadastrale, surface, nombre de pièces) ne décèle aucun effet de la réforme. La baisse de prix observée n'est pas un artefact de modification de la qualité moyenne des logements construits.

7.5.2 Prix du foncier sous-jacent

L'augmentation de la quantité construite implique une demande accrue de terrains à bâtir. La Figure 7.4 documente l'effet sur le marché foncier dans les zones traitées.

L'analyse révèle une augmentation des transactions de terrains au moment de l'entrée en vigueur de la réforme, suivie d'un retournement à la fin de la période. Le prix moyen du foncier augmente d'environ 10,7 % (point estimate) sur la période complète, et dépasse 30 % à la fin de période. Cette augmentation est cohérente avec une transmission de la



(a) SH1 vs SH2

(b) FZ1 vs FZ2

(c) FZ1 vs OZ1

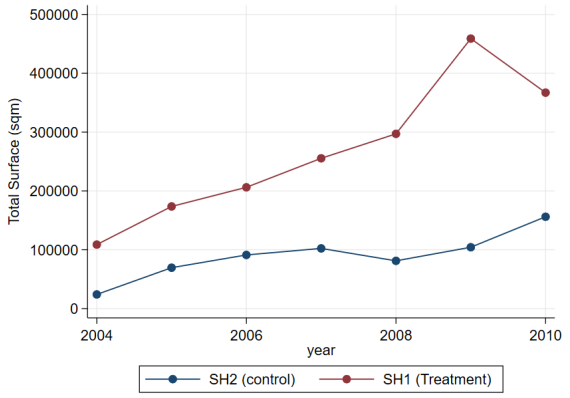
(d) Triple différence

Figure 7.3 – Effet de la baisse de TVA sur le prix des logements neufs (en %). Source : Chapelle et Trannoy 2025.

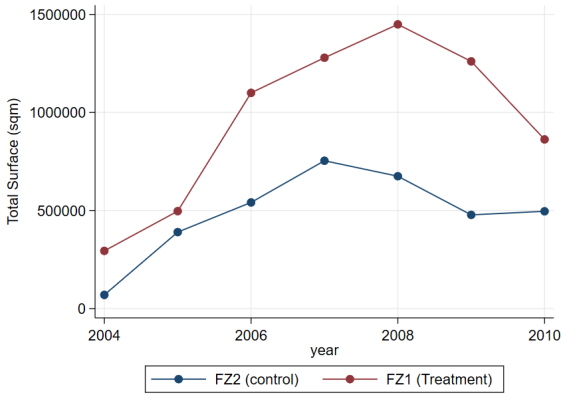
baisse de TVA vers les propriétaires fonciers, dont le pouvoir de négociation s'accroît à mesure que le foncier disponible se raréfie.

Un point de méthode mérite d'être signalé avant de traduire cette hausse du prix du foncier en part de la baisse fiscale. La part du foncier dans le coût d'une opération neuve n'est pas observée dans les données de Chapelle et Trannoy 2025 ; elle est approximée à partir du rapport IDHEAL 2024, qui l'estime à 23-25 % en moyenne. Cette source porte cependant sur des opérations d'*aménagement* d'ensemble (ZAC, foncier assemblé et cédé à des conditions négociées collectivement), et non sur les programmes en diffus qui constituent le champ des zones frontières (FZ) sur lesquelles portent les résultats privilégiés de ce chapitre (section 7.3.1). Faute de données sur la charge foncière propre aux opérations en diffus — où le foncier est en général plus rare et acquis parcelle par parcelle, à des conditions moins favorables au promoteur qu'au sein d'une opération d'aménagement — la part IDHEAL doit être lue comme une *borne basse* de la part réelle du foncier dans ces opérations.

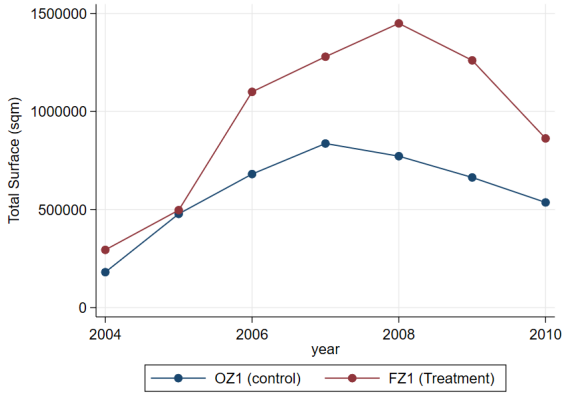
Sous cette hypothèse basse (23-25 %), l'augmentation de 10,7 % des prix fonciers



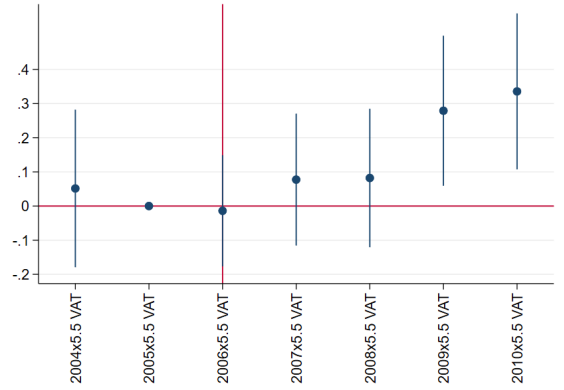
(a) Volume des transactions, SH



(b) Volume des transactions, FZ



(c) Volume des transactions, FZ vs OZ



(d) Prix du foncier (triple différence)

Figure 7.4 – Effet de la baisse de TVA sur le marché foncier dans les zones traitées. Source : Chapelle et Trannoy 2025.

correspond à une charge foncière supplémentaire de 2,3 % à 2,5 % du prix de revient final, soit environ un cinquième de la baisse théorique de TVA (12,1 %). Les propriétaires fonciers auraient ainsi capté environ un cinquième de la baisse fiscale, à parité approximative avec les promoteurs.

Pour disposer d'une *borne haute*, plus représentative d'une opération en diffus dans un marché tendu, on peut retenir une part foncière de 50 % du coût de l'opération — un ordre de grandeur usuellement observé lorsque le foncier est rare et constitue le principal poste de coût d'une opération au coup par coup. Sous cette hypothèse, la même hausse de 10,7 % du prix du foncier correspond à une charge foncière supplémentaire d'environ 5,3 % à 5,4 % du prix de revient final, soit près de 44 % de la baisse théorique de TVA — c'est-à-dire la quasi-totalité, voire la totalité, des quelque 40 % de la baisse fiscale qui ne sont pas transmis à l'acheteur (section 7.6.3). Sous cette hypothèse haute, le propriétaire foncier capterait donc l'essentiel de la part non transmise de la baisse de TVA, et la marge résiduelle disponible pour le promoteur serait proche de zéro. La fourchette réaliste de capture par le propriétaire foncier s'étend ainsi d'environ un cinquième (parité avec le promoteur) à la

quasi-totalité de la part non transmise de la baisse fiscale, selon l'importance relative du foncier dans le coût de l'opération.

7.6 Décomposition de l'incidence fiscale

7.6.1 Estimation de l'élasticité-prix de la demande

Le tableau 7.1 reporte les valeurs estimées du couple prix-quantité dans les différentes spécifications, et en déduit l'élasticité-prix de la demande de surface habitable.

Table 7.1 – Estimation de l'élasticité-prix de la demande de surface habitable

Comparaison	ΔP (consommateur)	ΔQ (surface)	Élasticité
SH1 / SH2	−12 %	+5 %	−0,42
FZ1 / FZ2	−7 %	+3 %	−0,43
FZ1 / OZ1	−6,7 %	+1,8 %	−0,27
Triple différence	−7 %	+1,8 %	−0,24

Source : Chapelle et Trannoy 2025.

L'estimation préférée, fondée sur la triple différence (la plus solide statistiquement et la plus représentative du marché diffus hors périmètre d'aménagement de la rénovation urbaine, voir section 7.3.1), donne une élasticité-prix de −0,24. Sur les zones cœur, l'élasticité atteint −0,42. L'intervalle obtenu est cohérent avec la fourchette internationale rapportée pour la demande de surface habitable : −0,24 à −0,53 pour les États-Unis (Goodman 1988, 2002), −0,4 pour le Royaume-Uni (Ermisch, Findlay et Gibb 1996), −0,35 pour l'Espagne (Fontenla et Gonzalez 2009).

Chiffre clé – Élasticité-prix de la demande de surface habitable en France

−0,24 à −0,43 selon la stratégie d'identification (Chapelle et Trannoy 2025) :

- Triple différence (zones environnantes) : −0,24 ;
- Zones cœur de rénovation : −0,42.

À court terme, la demande de surface habitable est donc relativement inélastique. Sur dix ans, la même variation de prix se traduit par une augmentation cumulée de 23 % de l'investissement résidentiel, soit une élasticité de long terme de l'ordre de −3,2.

7.6.2 Élasticité-prix de l'offre

Le prix de production a augmenté de 5,1 %, soit la différence entre la baisse théorique de prix consommateur en cas de transmission intégrale (12,1 %) et la baisse observée (7 %). En reprenant la définition standard de l'élasticité de l'offre $\frac{\Delta Q}{\Delta P_{\text{producteur}}}$, on obtient une

élasticité de l'offre d'environ 0,35. Cette estimation est cohérente avec l'élasticité directe estimée au chapitre 4 (entre 0,25 et 0,5).

7.6.3 Décomposition de l'incidence

Chapelle et Trannoy 2025 proposent la décomposition suivante de la baisse de TVA dans les zones environnantes (FZ1), c'est-à-dire dans le marché diffus situé hors du périmètre d'aménagement du PNRU :

— Acheteur de logement : 60 % (transmission au consommateur — ce chiffre est estimé directement à partir des prix observés et ne dépend pas d'une hypothèse sur la part du foncier) ;

— Propriétaire foncier : 20 % à 40 % (capture par augmentation des prix fonciers, selon que l'on retient la part foncière basse de 23-25 % observée dans des opérations d'aménagement (IDHEAL 2024), ou une part foncière haute de 50 %, plus représentative d'une opération en diffus — voir section 7.5.2) ;

— Promoteur : 0 % à 20 % (capture résiduelle par marge de promotion, complément du poste précédent).

Le partage entre l'acheteur, d'une part, et l'ensemble « propriétaire foncier + promoteur », d'autre part (60 % / 40 %), est un résultat robuste, car il repose directement sur les prix observés et ne dépend d'aucune hypothèse. En revanche, la répartition de ces 40 % entre propriétaire foncier et promoteur est sensible à une hypothèse non observée dans les données — la part du foncier dans le coût de l'opération — et doit donc être lue comme une fourchette : de la parité approximative (20 % / 20 %) sous l'hypothèse basse issue d'opérations d'aménagement, à une capture quasi intégrale des 40 % par le propriétaire foncier (jusqu'à 40 % / 0 %) sous l'hypothèse haute plus représentative du diffus. Dans tous les cas de figure, le propriétaire foncier capte une part significative de la baisse fiscale, ce qui constitue l'un des enseignements centraux de ce chapitre pour la comparaison entre taxation du bâti et taxation du sol.

Dans les zones cœur (SH1) — le périmètre d'aménagement du PNRU proprement dit —, la transmission au consommateur est totale (100 %). Cette différence reflète la composition différente des acteurs : dans les zones de rénovation urbaine, les promoteurs privés sont en concurrence frontale avec les bailleurs sociaux , ce qui réduit leur pouvoir de marché. À l'extérieur, les promoteurs privés dominent le marché et conservent un pouvoir de marge plus élevé.

7.7 Analyse de bien-être

7.7.1 Calcul du surplus total

Suivant la méthode standard d'analyse de bien-être (Harberger 1964 ; Auerbach 1985), la variation du surplus total induite par la baisse de TVA peut être approximée par l'aire d'un trapèze de hauteur ΔQ et de bases $t_0 P_0$ et $t_1 P_1$, où t_0 et t_1 désignent les taux de TVA initial et final, et P_0, P_1 les prix avant taxe initial et final.

À la fin de la période de traitement (2014), l'investissement cumulé en surface habitable était d'environ 1 846 milliards de mètres carrés. L'augmentation de demande de 1,8 % correspond à environ 35,1 millions de mètres carrés. Le prix de production initial est estimé à 3 000 €/m² au taux de 20 % ; le prix final est d'environ 3 210 €/m² au taux de 5,5 %. Le calcul donne une augmentation du surplus total d'environ 13,6 milliards d'euros sur la période, soit 1,5 milliard par an.

7.7.2 Interprétation

L'analyse de bien-être doit être interprétée en gardant à l'esprit que les zones traitées ne représentent pas les marchés les plus tendus de France. L'estimation pour les zones environnantes peut servir de borne basse à l'effet d'une extension de la mesure à l'ensemble du territoire pour la production en logements collectifs. Si l'on extrapole en supposant que les paramètres seraient comparables, l'extension de la mesure à toute la France représenterait un gain de bien-être annuel substantiel.

Le montant total du surplus (13,6 milliards d'euros) ne dépend pas de la part du foncier dans le coût de l'opération : il se déduit directement des variations de prix et de quantité observées. Sa *répartition*, en revanche, en dépend directement (section 7.6.3). Selon que l'on retient la part foncière basse observée dans les opérations d'aménagement (23-25 %, IDHEAL 2024) ou une part foncière haute plus représentative du diffus (50 %), le gain de surplus additionnel capté par les propriétaires fonciers représente entre un cinquième et la quasi-totalité de la part de la baisse de TVA non transmise aux acheteurs. Cette incertitude sur la répartition ne remet pas en cause le diagnostic d'ensemble : dans les deux cas, une part substantielle du gain de bien-être lié à la baisse de TVA échappe à l'acheteur et au promoteur pour se loger dans la valeur du foncier.

Politique publique – De la TVA à la taxe foncière : la règle d'Abel

L'analyse de la baisse de TVA confirme deux propriétés bien documentées dans la littérature (Bonnet et al. 2021 ; Trannoy et Wasmer 2022) :
Premièrement, la TVA sur le logement neuf, comme tout impôt sur l'investissement productif, distord les décisions économiques et freine la production de logements. Sa réduction induit un gain de bien-être, mais aussi une partie de la baisse fiscale est

captée par les propriétaires fonciers, dont la rente bénéficie passivement de l'effet d'aubaine.
Deuxièmement, ce résultat est une application empirique de la règle d'Abel (Abel et al. 1989), qui recommande de subventionner le capital nouveau lorsque le capital ancien est par ailleurs taxé via l'impôt sur le revenu. Le corollaire pour la France est de réorienter l'effort fiscal des taxes pesant sur la construction (TVA) vers une taxe assise sur le stock de capital terrestre déjà constitué. Une telle taxe foncière, appliquée à la valeur vénale du sol, ne pèserait pas sur l'investissement productif, capterait directement la rente foncière qui échappe aujourd'hui à l'imposition, et ne pourrait pas être contournée par les ajustements réglementaires des autorités locales.

7.8 Synthèse et implications fiscales

L'expérience naturelle de la baisse de TVA dans les zones de rénovation urbaine produit trois enseignements directement utiles à la conception d'une fiscalité foncière.

Premièrement, l'incidence d'une taxe sur le bâti se distribue entre acheteur, promoteur et propriétaire foncier, dans des proportions qui dépendent du contexte local de marché. Dans les zones environnantes — c'est-à-dire dans le marché diffus situé hors du périmètre d'aménagement de la rénovation urbaine —, l'acheteur supporte 60 % de la taxe, un résultat robuste car estimé directement à partir des prix observés. Le solde de 40 %, capté conjointement par le foncier et par la promotion, se répartit selon la part du foncier dans le coût de l'opération : à parité approximative (20 % / 20 %) si l'on retient la part foncière observée dans des opérations d'aménagement (23-25 %, IDHEAL 2024), ou presque intégralement au bénéfice du propriétaire foncier (jusqu'à 40 % / 0 %) si l'on retient une part foncière de l'ordre de 50 %, plus plausible pour les programmes en diffus qui constituent le champ de l'étude. Ces proportions reflètent à la fois l'inélasticité de la demande à court terme et la rareté du foncier disponible. Dans tous les cas de figure, une part substantielle de la baisse fiscale échappe à l'acheteur et se loge dans la valeur du foncier. Une taxe foncière, parce qu'elle porte sur un facteur de production fixe (le sol), ne se transmet pas aux acheteurs ni aux promoteurs : elle est entièrement supportée par le propriétaire foncier.

Deuxièmement, l'élasticité-prix de la demande de surface est faible à court terme (−0,24) mais beaucoup plus élevée à moyen terme. L'augmentation cumulée de 23 % de l'investissement résidentiel sur dix ans, en réponse à une baisse de prix de 7 %, correspond à une élasticité de long terme de l'ordre de −3,2. Cette élasticité plus élevée signifie que les politiques fiscales favorables à l'investissement ont un effet substantiel à horizon politique pertinent (deux mandats), même si l'effet à court terme est modeste.

Troisièmement, l'élasticité de l'offre de logements estimée par cette voie indépendante (0,35) confirme l'estimation du chapitre 4 (0,3-0,5). La cohérence entre les deux approches

renforce le diagnostic d'une offre française structurellement inélastique.

L'ensemble de ces résultats convergent vers la même conclusion. Lorsque l'on taxe le bâti, on pénalise l'investissement et on transfère une partie de la taxe vers le foncier sans le capter explicitement. Lorsque l'on taxe le sol — ce que ne fait pas la France à hauteur de l'enjeu actuel — on capte directement la rente, on ne pénalise pas l'investissement, et on peut même dégager une marge de manœuvre pour réduire les prélèvements distorsifs sur le bâti. La conclusion générale du rapport reprend cette articulation.

Conclusion générale

Récapitulatif du raisonnement

Le rapport s'est organisé autour d'une thèse simple. La valeur du foncier urbain en France représente une masse patrimoniale de l'ordre de trois années de PIB, soit plus de 7 000 milliards d'euros, dont la croissance excède celle de la richesse produite annuellement et dont la captation publique reste, en l'état, limitée. Cette masse constitue une assiette fiscale potentielle dont les propriétés théoriques — immobilité, observabilité, neutralité économique — en font un instrument sans équivalent dans le système d'imposition contemporain. La construction empirique d'une telle assiette suppose toutefois plusieurs étapes que les sept chapitres précédents ont successivement traitées.

Le **chapitre 1** a établi, à partir des indices nationaux (Notaires-INSEE, comptabilité nationale), que les prix de l'immobilier ont approximativement doublé en termes réels en France métropolitaine depuis 2000, et que cette progression s'est accompagnée d'une dispersion croissante entre aires urbaines. La méthode de l'inventaire perpétuel, appliquée à la comptabilité nationale par Bonnet et al. 2021, conduit à attribuer la quasi-totalité de cette progression à la composante foncière des prix immobiliers. Ce résultat est toutefois obtenu par déduction : il repose sur la qualité de la mesure des coûts de construction et sur l'hypothèse de leur homogénéité territoriale.

Le **chapitre 2** a soumis ces hypothèses à examen empirique en mobilisant les données microéconomiques de l'enquête *Prix de Revient des Logements Neufs* (PRLN). Une fois corrigés de l'effet qualité, les coûts de construction n'ont progressé à qualité constante que de l'ordre de 22 à 26 % sur la période 2010-2021, contre 46 % pour le coût moyen non corrigé. Les coûts sont par ailleurs relativement homogènes sur le territoire (à un surcoût près en cœur d'agglomération francilienne, lié à la densité urbaine), et leurs dynamiques d'évolution sont parallèles. La conclusion principale du chapitre 1 — la prédominance de la composante foncière dans l'inflation immobilière — est ainsi confirmée par cette mise à l'épreuve indépendante.

Le **chapitre 3** a confronté l'inférence indirecte du chapitre 1 à une observation directe des prix fonciers, à partir d'une base originale sur les transactions de terrains à bâtir (DV3F croisée avec les Fichiers Fonciers). Près de 700 000 transactions sont identifiées sur la période 2010-2019. L'analyse révèle deux dynamiques disjointes : un segment individuel

périphérique aux prix relativement stables, et un segment collectif central aux prix en forte croissance (de l'ordre de 50 % sur 2010-2018). Le segment collectif, traditionnellement absent des sources publiques, représente 5 % des transactions et 55 % des nouveaux logements produits. La concentration de la valorisation foncière dans les centres des grandes agglomérations est ainsi confirmée par l'observation directe.

Le **chapitre 4** a quantifié l'élasticité-prix de l'offre de logements en France et identifié ses déterminants. L'élasticité moyenne s'établit entre 0,25 et 0,5, soit environ trois fois moins qu'aux États-Unis (1,75). Soixante-cinq pour cent de la variance de cette élasticité sont attribuables à la réglementation foncière locale (taux de refus de permis, contraintes de zonage), 30 % aux contraintes géographiques. Cette répartition est inverse de celle observée aux États-Unis, où la géographie domine. Les grandes villes françaises ne sont pas matériellement plus contraintes que les villes américaines : elles sont plus régulées (Chapelle, Eyméoud et Wolf 2023).

Le **chapitre 5** a évalué la capacité d'une réforme nationale à corriger cette réglementation. La loi ALUR de 2014, qui a supprimé les coefficients d'occupation des sols (COS), a été immédiatement compensée par les autorités locales : augmentation persistante du taux de refus de permis dans les zones traitées, durcissement des hauteurs maximales et des coefficients d'emprise au sol, baisse relative de la densité résidentielle, absence d'effet sur les prix immobiliers (Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026). Cet épisode illustre les limites pratiques d'une réforme directe de la réglementation foncière locale par voie législative.

Le **chapitre 6** a documenté la faisabilité technique d'une évaluation de la valeur vénale du foncier à grande échelle. À partir des transactions identifiées au chapitre 3, deux familles de modèles — régressions hédoniques et *gradient boosting* (XGBoost) — produisent des estimations à l'échelle de la parcelle dont les ordres de grandeur agrégés convergent, après ajustements de comparabilité, avec ceux de la comptabilité nationale. Les modèles hédoniques offrent l'avantage d'une plus grande stabilité et interprétabilité, ce qui les recommande pour une mobilisation à des fins fiscales (Chapelle et al. 2025). L'analyse de la distribution de cette valeur foncière dans la population met en évidence une concentration nettement supérieure à celle du revenu (Gini de 0,715 contre 0,349 sur la population totale).

Le **chapitre 7** a exploité une expérience naturelle française — la baisse de TVA de 20 % à 5,5 % appliquée à partir de 2006 dans les zones de rénovation urbaine — pour estimer les paramètres économiques pertinents à l'évaluation d'une fiscalité immobilière. L'élasticité-prix de la demande de surface est de $-0{,}24$ à court terme. La taxation du bâti distord ainsi les décisions de construction et ne capture pas la rente foncière qui s'y rattache (Chapelle et Trannoy 2025).

Une proposition de fiscalité foncière renouvelée

L'enchaînement de ces résultats fonde une proposition fiscale dont les contours sont à présent clairs.

L'assiette. La valeur vénale du foncier urbain résidentiel, estimée à l'échelle de la parcelle à partir des transactions observées, peut servir de base à un impôt foncier annuel. Le chapitre 6 a montré que cette estimation est techniquement faisable à partir des sources de données existantes (DV3F, Fichiers Fonciers, données carroyées INSEE), et que les ordres de grandeur produits par les modèles hédoniques convergent avec ceux de la comptabilité nationale. La couverture peut être étendue progressivement aux usages non résidentiels (commercial, industriel) pour aboutir à une assiette unifiée.

Les propriétés économiques. Une taxe sur le sol nu, à la différence de la TVA sur le logement neuf, ne distord pas la décision de construire : elle s'applique au stock indépendamment du flux d'investissement. Elle ne peut pas être contournée par les ajustements réglementaires des autorités locales : l'assiette est définie par la valeur vénale, qui dépend de l'ensemble du marché et non du seul zonage local. Elle capte la rente foncière de manière directe, là où la TVA sur le neuf ne la capte qu'indirectement et de manière incomplète.

Les arbitrages opérationnels. La mise en œuvre d'une telle taxe soulève plusieurs questions classiques de fiscalité foncière : niveau du taux, transition depuis le système actuel (taxe foncière sur les propriétés bâties, taxe d'habitation pour les résidences secondaires), traitement des propriétaires-occupants à revenu modeste (mécanisme de différé, exonérations), répartition entre échelons de collectivité, fréquence de révision des assiettes. Ces arbitrages dépassent le périmètre du présent rapport.

Questions ouvertes

Plusieurs questions demeurent à ce stade et appellent des prolongements.

La couverture des usages non résidentiels. Le chapitre 6 limite l'estimation au foncier résidentiel. L'extension aux usages commerciaux, industriels et tertiaires soulève des questions méthodologiques propres (transactions plus rares, hétérogénéité des biens, importance des baux commerciaux dans la formation des prix) et requiert un effort spécifique de documentation des transactions concernées.

La prédiction dans les zones à transactions rares. Le chapitre 6 a documenté la difficulté à estimer la valeur foncière dans les zones à très faible activité de construction — centres urbains denses où la réglementation contraint le redéveloppement, communes rurales sans projet récent. Une amélioration possible mobiliserait l'information sur les prix immobiliers eux-mêmes pour inférer une valeur foncière implicite, ou recourrait à des modèles structurels lorsque la donnée manque. Ces extensions sont compatibles avec le cadre développé dans

Chapelle et al. 2025.

L'effet d'une taxe foncière sur la décision de construire. Si la taxe foncière sur la valeur vénale du sol ne distord pas, par construction, la décision *ex ante* d'investir dans la structure, son effet sur le rythme de redéveloppement (*teardown*, densification) reste un sujet d'analyse empirique.

La transition fiscale. Toute mise en œuvre supposerait un séquençage avec le système actuel. Les questions de calibration du taux, de cliquet annuel sur la valeur vénale, de réfaction pour les ménages modestes ou âgés, et d'articulation avec les autres impôts locaux (taxes foncières existantes, contribution économique territoriale) déterminent largement l'acceptabilité politique de la réforme. Les expériences internationales pourraient fournir des éléments de comparaison utilement mobilisables.

Les mécanismes politiques de la résistance locale. L'épisode ALUR (chapitre 5) suggère un rôle important de la pression électorale et de la structure de propriété de l'électorat dans la formation des règles locales de zonage. Les déterminants politiques précis de cette résistance — alignement partisan entre échelons, marge de victoire électorale, taux de propriétaires occupants, hypothèse *homevoter* — constituent une piste de recherche en cours dans Chapelle, Paul-Venturine et Urvoy 2026.

Conclusion

Le foncier ne constitue pas, en France, une catégorie statistique ordinaire : il s'agit d'une masse patrimoniale dont l'ampleur et la dynamique sont disproportionnées par rapport à l'attention dont elle fait l'objet dans les politiques publiques contemporaines. Le présent rapport a documenté cette masse, ses déterminants, et les conditions empiriques d'une fiscalité qui en ferait une base imposable. Il a montré que les obstacles à une telle fiscalité — mesure de la valeur, identification de l'assiette, calibration des taux, incidence économique — sont en grande partie levés par les avancées récentes de la statistique publique et de la recherche en économie urbaine.

Le retour de la terre dans les patrimoines, pour reprendre la formule de Bonnet et al. 2021 et Trannoy et Wasmer 2022, n'est pas une bonne ou une mauvaise nouvelle en soi : c'est un fait empirique. Sa traduction fiscale, en revanche, dépend de choix politiques. Le rapport a cherché à les éclairer sur la base des résultats accumulés dans le programme de recherche *Les défis économiques d'un foncier et d'un logement abordables* (2022-2025).

Bibliographie

Abel, Andrew B., N. Gregory Mankiw, Lawrence H. Summers et Richard J. Zeckhauser. 1989. "Assessing Dynamic Efficiency : Theory and Evidence". *The Review of Economic Studies* 56 (1) : 1-19. https://doi.org/10.2307/2297746. https://doi.org/10.2307/2297746.

Albouy, David, Gabriel Ehrlich et Minchul Shin. 2018. "Metropolitan land values". *Review of Economics and Statistics* 100 (3) : 454-466.

Alonso, William. 1964. *Location and land use. Toward a general theory of land rent.* Cambridge : Harvard Univ. Press.

André, M et O Meslin. 2025. *Le bonheur est dans le prix : Estimation du patrimoine immobilier brut des ménages sur données administratives exhaustives.* Rapport technique. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.

André, Mathias et Olivier Meslin. 2025. "Estimation et distribution de la valeur des logements en France". Document de travail INSEE.

Atelier Parisien d'Urbanisme. 2013. "Les plans locaux d'urbanisme en Île-de-France". *Note APUR.*

Auerbach, Alan J. 1985. "The Theory of Excess Burden and Optimal Taxation". In *Handbook of Public Economics,* sous la direction d'Alan J. Auerbach et Martin Feldstein, 1 : 61-127. Elsevier.

Baron, JF. 2008. "Note méthodologique-les comptes de patrimoine et de variation du patrimoine-base 2000". *Rapport technique, INSEE.*

Bartik, Timothy J. 1991. "Who Benefits from State and Local Economic Development Policies ?" Kalamazoo, MI.

Baum-Snow, Nathaniel et Lu Han. 2024. "The microgeography of housing supply". *Journal of Political Economy* 132 (6) : 1897-1946.

Bonnet, Odran, Guillaume Chapelle, Alain Trannoy et Etienne Wasmer. 2021. "Land is back, it should be taxed, it can be taxed". *European Economic Review* 134 : 103696.

Chapelle, Guillaume, Jean-Benoît Eyméoud et Clara Wolf. 2023. "Land-use regulation and housing supply elasticity : evidence from France". *Journal of Urban Economics.*

Chapelle, Guillaume, Arthur Lemoine, Julia Paul-Venturine, Alain Trannoy et Étienne Wasmer. 2025. "What is France worth ? Residential land value estimates". Sciences Po mimeo.

Chapelle, Guillaume, Julia Paul-Venturine et Camille Urvoy. 2026. "Mayors strike back : Evidence from land use regulation". CY Cergy Paris Université, University of Cologne, University of Mannheim and CEPR.

Chapelle, Guillaume et Alain Trannoy. 2025. "Estimating the price-elasticity of housing floor space using a quasi-experiment VAT cut". Document de travail.

Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton et Laurent Gobillon. 2019. "The costs of agglomeration : House and land prices in French cities". *The Review of Economic Studies* 86 (4) : 1556-1589.

———. 2021. "The production function for housing : Evidence from France". *Journal of Political Economy* 129 (10) : 2766-2816.

Davis, Morris A, William D Larson, Stephen D Oliner et Jessica Shui. 2021. "The price of residential land for counties, ZIP codes, and census tracts in the United States". *Journal of Monetary Economics* 118 : 413-431.

Duan, Naihua. 1983. "Smearing estimate : a nonparametric retransformation method". *Journal of the American Statistical Association* 78 (383) : 605-610.

Ermisch, J. F., J. Findlay et K. Gibb. 1996. "The price elasticity of housing demand in Britain : issues of sample selection". *Journal of Housing Economics* 5 (1) : 64-86.

Fischel, William A. 2001. *The Homevoter Hypothesis : How Home Values Influence Local Government Taxation, School Finance, and Land-Use Policies.* Harvard University Press.

Fontenla, M. et F. Gonzalez. 2009. "Housing demand in Mexico". *Journal of Housing Economics* 18 : 1-12.

Goodman, Allen C. 1988. "An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand". *Journal of Urban Economics* 23 : 327-353.

———. 2002. "Estimating equilibrium housing demand for "stayers"". *Journal of Urban Economics* 51 : 1-24.

Guyon, Nina. 2017. "Quels effets de la rénovation urbaine sur les quartiers ciblés ?" *LIEPP Policy Brief,* nº 29, 1-8.

Harberger, Arnold C. 1964. "The Measurement of Waste". *The American Economic Review* 54 (3) : 58-76.

Hilber, Christian A. L. et Wouter Vermeulen. 2016. "The impact of supply constraints on house prices in England". *The Economic Journal* 126 (591) : 358-405.

Hilber, Christian AL et Frédéric Robert-Nicoud. 2013. "On the origins of land use regulations : Theory and evidence from US metro areas". *Journal of Urban Economics* 75 : 29-43.

Hsieh, Chang-Tai et Enrico Moretti. 2019. "Housing constraints and spatial misallocation". *American economic journal : macroeconomics* 11 (2) : 1-39.

IDHEAL. 2024. *Transparence sur les ZAC et le coût de production du logement neuf.* Rapport de l'Institut des Hautes Études pour l'Action dans le Logement.

Insee. 2023. *Comptes de patrimoine non financier des secteurs institutionnels – Tableaux détaillés.* En ligne. Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). Visité le 16 juillet 2025. %5Curl%7Bhttps://www.insee.fr/fr/statistiques/6793636?sommaire=6793644%7D.

Jafary, Peyman, Davood Shojaei, Abbas Rajabifard et Tuan Ngo. 2024. "Automated land valuation models : A comparative study of four machine learning and deep learning methods based on a comprehensive range of influential factors". *Cities* 151 : 105115.

Kok, Nils, Paavo Monkkonen et John M Quigley. 2014. "Land use regulations and the value of land and housing : An intra-metropolitan analysis". *Journal of Urban Economics* 81 : 136-148.

Lévêque, Christophe. 2020. "Political connections, political favoritism and political competition : evidence from the granting of building permits by French mayors". *Public Choice* 184 (1-2) : 135-155.

Liu, Yushen. 2018. "Estimating the elasticity of supply of housing space rather than units". *Working paper.*

Mast, Evan. 2024. "Warding off development : Local control, housing supply, and NIMBYs". *Review of Economics and Statistics.*

Mayer, Michael, Steven C. Bourassa, Martin Hoesli et Donato Scognamiglio. 2019. "Estimation and Updating Methods for Hedonic Valuation". *Journal of European Real Estate Research* 12 (1) : 134-150. https://doi.org/10.1108/JERER-08-2018-0035.

Mills, Edwin S. 1972. *Cities and Housing.* Baltimore : Johns Hopkins Press.

Muth, R. F. 1969. *Cities and Housing.* Chicago : Univ. of Chicago Press.

Nobre, Adelia et Anne Papadopoulos. 2020. *Marché des terrains à bâtir : les prix ont presque triplé entre 2000 et 2018.* Rapport technique. Notaires de France. %5Curl%7Bhttps://www.immobilier.notaires.fr/documents/NotesImmobilieres/Foncier-Avril%202020-Analyse-detaillee.pdf%7D.

Rosen, Sherwin. 1974. "Hedonic prices and implicit markets : product differentiation in pure competition". *Journal of political economy* 82 (1) : 34-55.

Saiz, Albert. 2010. "The geographic determinants of housing supply". *The Quarterly Journal of Economics* 125 (3) : 1253-1296.

Trannoy, Alain et Étienne Wasmer. 2022. *Le grand retour de la terre dans les patrimoines (et pourquoi c'est une bonne nouvelle).* Paris : Odile Jacob. ISBN : 978-2-415-00099-8.