



Institut des  
Politiques Publiques

RAPPORT IPP n°48 – Décembre 2023

# Évaluation de la réforme de la taxe d'habitation

Laurent Bach  
Antoine Bozio  
Paul Dutronc-Postel  
Étienne Fize  
Arthur Guillouzouic  
Clément Malgouyres

A large, faint watermark of the IPP logo is positioned in the bottom right corner of the page. It consists of the lowercase letters 'ipp' in a dark teal color, centered within a circular frame made of two curved teal lines, matching the main logo at the top left.

ipp





L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par l'École d'économie de Paris (PSE) et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE et le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES) avec le soutien de l'ANR au titre du programme Investissements d'avenir. L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

[www.ipp.eu](http://www.ipp.eu)





RAPPORT IPP - Septembre 2023

# Évaluation de la réforme de la taxe d'habitation

Laurent Bach  
Antoine Bozio  
Paul Dutronc-Postel  
Étienne Fize  
Arthur Guillouzouic  
Clément Malgouyres

# L'ÉQUIPE

**Laurent Bach** est professeur associé de finance à l'ESSEC Business School et co-directeur du programme Entreprises à l'Institut des politiques publiques (IPP). Ses travaux de recherche sont principalement consacrés à l'analyse quantitative des politiques publiques. Il est spécialiste de finance d'entreprise et des ménages.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/laurentbach/>

**Antoine Bozio** est maître de conférences à l'École des hautes études en sciences sociales (EHESS), chercheur associé à l'École d'économie de Paris (PSE) et directeur de l'Institut des politiques publiques (IPP). Ses travaux de recherche concernent en particulier le système de retraite et la fiscalité.

Page personnelle : <https://www.parisschoolofeconomics.com/bozio-antoine/fr/>

**Paul Dutronc-Postel** est économiste-senior et directeur du programme Environnement à l'Institut des politiques publiques (IPP). Il est titulaire d'une thèse en économie du développement au sein de l'École d'économie de Paris. Ses travaux au sein de l'IPP portent sur les problématiques liées à la fiscalité des ménages, aux politiques environnementales, au marché du travail, et aux entreprises.

Page personnelle : <https://www.parisschoolofeconomics.eu/fr/dutronc-postel-paul/>

**Étienne Fize** est économiste-senior à l'Institut des politiques publiques (IPP). Il est titulaire d'un doctorat en sciences économiques de Sciences Po. Ses travaux récents portent sur la fiscalité des successions et les comportements de consommation des ménages.

Page personnelle : <https://sites.google.com/view/etiennefize/home?authuser=0>

**Arthur Guillouzouic** est économiste-senior et co-directeur du programme Entreprises à l'Institut des politiques publiques (IPP). Ancien élève de l'École normale supérieure de Cachan et titulaire d'un doctorat en sciences économiques de Sciences Po, ses recherches se situent dans les champs de l'économie publique et de l'économie de l'innovation.

Page personnelle : <https://arthurguileco.wixsite.com/aguillouzouiclecorff>

**Clément Malgouyres** est chargé de recherches CNRS au CREST et économiste-senior à l'Institut des politiques publiques (IPP). Il s'intéresse à des questions empiriques en économie publique, économie internationale et économie du travail. Ses travaux récents portent sur la fiscalité des entreprises et l'évaluation quantitative des politiques publiques.

Page personnelle : <https://sites.google.com/site/clementmalgouyres>

# REMERCIEMENTS

Nous remercions le Conseil des prélèvements obligatoires pour le financement de cette étude, et pour les interactions fructueuses que nous avons eues tout au long du projet. Nous remercions particulièrement Guilhem Blondy, Vincent Dendrie, Olivier Pau et Nicolas Thervet.

Nous souhaitons également remercier les services producteurs des données que nous avons utilisées, notamment l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) et la Direction générale des Finances publiques (DG-FiP), ainsi que les équipes du centre d'accès sécurisé aux données (CASD) pour la mise à disposition des données et pour avoir répondu à nos demandes de sorties de façon réactive. Nous remercions aussi Guillaume Chapelle pour nous avoir partagé ses données sur les loyers ainsi que ses réflexions.

Les conclusions et opinions émises dans ce rapport sont propres aux auteurs et n'engagent pas le Conseil des prélèvements obligatoires.







# SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

## Contexte

En 2017, le candidat à la présidentielle Emmanuel Macron annonçait dans son programme la suppression de la taxe d'habitation pour la résidence principale pour quatre français sur cinq. Cette taxe représentait 23,4 milliards de recettes en 2016 pour les collectivités locales, dont 18,7 payés par les ménages contribuables. Après son adoption, la réforme a été mise en place de façon progressive dès 2018. Les trois premières années, la réforme allait se concentrer sur les 80 % des foyers fiscaux les plus modestes ciblés via un seuil sur le revenu fiscal de référence dépendant du nombre de parts fiscales. Pendant ces trois années, le dégrèvement était progressif et en 2020, ces foyers ont été totalement exonérés de taxe d'habitation pour leur résidence principale. A partir de 2021, le même dégrèvement progressif était appliqué au restant de la population. Enfin, la taxe d'habitation sur les résidences principales a été supprimée en 2023 pour l'ensemble des ménages français (le 1/5e restant).

L'objectif de ce rapport est d'évaluer les effets de la réforme de suppression de la taxe d'habitation sur les marchés immobiliers (à l'achat, à la location et la mobilité résidentielle). Enjeu majeur de toute réforme fiscale, la question de l'incidence – qui bénéficie de cette baisse d'impôt – a de multiples facettes dans ce contexte précis, que l'on cherche à explorer.

## Objectifs du rapport

- Il s'agit d'abord de documenter les effets possibles de la réforme sur les réactions des communes, privées d'une importante source de contrôle de leurs recettes fiscales à terme (même si la réforme compense les pertes fiscales pour les communes). En effet, les communes auraient pu réagir à la suppression de la taxe d'habitation en augmentant le poids du reste de la fiscalité locale, ce qui aurait pu compenser les effets sur le niveau de vie des ménages, avec un potentiel limité pour des effets sur le marché immobilier. On détaille au passage le mécanisme de compensation qui a participé à neutraliser cet effet possible.
- La deuxième partie de ce rapport s'intéresse aux effets de la réforme sur les prix associés aux services de logement, soit associés à la propriété d'un bien immobilier, soit associés à la location d'un logement. Le montant de la taxe d'habitation étant intrinsèquement lié à la commune de résidence, c'est bien sur le prix à payer pour résider dans telle ou telle commune que porte la question de l'incidence fiscale. Il s'agit de savoir si le bénéfice de cette baisse de la fiscalité a pu être capté par les propriétaires de biens immobiliers, à travers les prix de vente de leurs biens, ou à travers les loyers qu'ils perçoivent de leurs locataires.
- Enfin, le pendant des prix immobiliers – prix de vente et loyers – est la quantité de transactions immobilières, ventes et locations confondues, qui ont lieu sur les marchés. Nous apprécions cette dimension dans une dernière partie, en nous penchant à l'échelle individuelle, sur les comportements de mobilité résidentielle ; de manière à répondre à la question de savoir si la taxe d'habitation a eu pour conséquence des mobilités accrues.

## La forte hétérogénéité du poids de la taxe d'habitation

- L'importance que représentait la taxe d'habitation pour les communes est très variable. Le rapport documente l'hétérogénéité des communes selon la part de la taxe d'habitation dans les recettes globales de la commune.
- Bien que positivement reliée à la taille de la commune, on remarque cependant toujours une grande variation au sein de communes de même taille.
- On mesure également le poids de la TH du point de vue des ménages résidant dans différentes communes. À cette fin, on calcule le ratio de la somme de la taxe d'habitation payée par les ménages résidant dans la commune divisée par la somme des revenus fiscaux des ménages résidant dans la commune.
- Cette statistique permet d'appréhender le poids que représentait la taxe d'habitation sur le revenu des ménages et donc, en creux, de l'importance que sa suppression implique pour eux.
- Lorsque nous fixons cette mesure en 2016 (année pré-réforme) nous pouvons documenter sa très grande hétérogénéité. À l'inverse de la première mesure, cette exposition à la réforme est particulièrement croissante avec la population (hors commune de Paris qui est un cas particulier à plusieurs égards).
- Cette exposition à la réforme est aussi négativement corrélée au taux de taxation foncière sur le bâti au niveau du département de la commune, ce qui est important dans le contexte de cette réforme.

## Mécanismes de compensation et taxe foncière

- La perte de taxe d'habitation représentant une importante perte de recettes fiscales pour les collectivités locales, il a été mis en place un mécanisme de compensation financière des communes.
- Ce mécanisme consiste à transférer la part départementale de la taxe foncière sur le bâti à la commune. Cependant, dans la plupart des cas, le montant de la part départementale de taxe foncière et l'ancien montant de la taxe d'habitation ne sont pas égaux. Afin de faire correspondre les montants compensatoires aux pertes de taxe d'habitation, le législateur a mis en place un dispositif de coefficient correcteur. Ainsi, les communes sur-compensées par le montant de taxe foncière qui leur est attribué reversent cette surcompensation aux communes sous-compensées, de telle sorte que les pertes de taxe d'habitation sont compensées « à l'euro près ».
- Bien que les communes sur-compensées ont tendance à être plus petites que les sous-compensées, on remarque encore une fois une grande hétérogénéité.
- On ne détecte pas de modification significative des taux de fiscalité locale depuis l'introduction de la réforme lorsque l'on compare les communes plus ou moins affectées. Ceci s'explique par le gel de certains taux de fiscalité locale.

## Méthodologie

- Afin d'évaluer l'impact de la réforme sur les marchés immobiliers, le rapport utilise une approche de régression des prix sur l'exposition à la réforme des communes.

- La mesure d'exposition retenue est le rapport entre la taxe payée par les ménages sur la somme des revenus de ces ménages, c'est-à-dire celle qui reflète le poids de la TH du point de vue des ménages.
- La réforme s'appliquant simultanément à toutes les communes l'approche classique de différence en différences n'est pas possible, en l'absence de vrai groupe de contrôle qui n'aurait pas subi le traitement.
- Notre méthode permet ici de comparer les communes selon l'importance que relevait la taxe d'habitation avant la réforme parmi les ménages résidents.

## Principaux résultats : un effet positif sur les prix immobiliers

- Grâce à l'utilisation de données locales sur les prix immobiliers, le rapport procède à l'analyse de l'effet de la réforme sur les marchés immobiliers locaux.
- Nous analysons l'effet de la réforme sur les marchés immobiliers locaux, et en particulier sur les prix. Nous mesurons les prix immobiliers au niveau communal, grâce aux données issues des Déclarations de valeur foncière (DVF).
- Les résultats principaux montrent que la hausse des prix immobiliers sur la période après la réforme a été plus élevée dans les communes les plus concernées par la fin de la taxe d'habitation. A trois ans, l'effet sur les prix immobiliers d'un point de pourcentage de TH/revenu supplémentaire était de presque 50€ en plus par m<sup>2</sup>.
- On note un effet immédiat dès 2018 et croissant dans le temps jusqu'à 2022, la dernière année d'observation.

- Cet effet est robuste à plusieurs spécifications, notamment celles prenant en compte la corrélation entre l'exposition à la réforme et la taille de la commune ou encore au revenus moyens dans la commune. Les résultats sont également robustes lorsque l'on agrège les données à un niveau supérieur, et que l'on mène l'analyse au niveau des bassins de vie ou des zones d'emploi.
- On remarque une certaine hétérogénéité des résultats. L'effet sur les prix immobiliers semble plus fort dans les communes avec un fort taux de propriétaires occupants. On remarque également qu'au sein d'un même bassin de vie l'effet de la réforme est plus fort pour les communes les plus concernées. L'effet est cependant moins fort que lorsque l'on compare toutes les communes.
- L'analyse des effets de la réforme sur les prix de vente des biens immobiliers suggère que les variations de taxe d'habitation sont capitalisées au moins en partie par le marché immobilier, c'est-à-dire que la valeur des biens immobiliers reflète le niveau de taxe d'habitation auquel correspond le fait de résider dans telle ou telle commune.

## **Résultats sur les loyers**

- Une question intéressante est dès lors de savoir si cette capitalisation porte également sur les locations immobilières. Nous mobilisons le même cadre d'analyse pour l'examen des niveaux de loyers. Grâce à une base de données sur les nouvelles offres de loyers du parc locatif privé, nous étudions la corrélation entre l'exposition au traitement et les prix des loyers.
- Nous obtenons un résultat similaire à celui sur les prix à l'achat : un effet positif et croissant sur les loyers au m<sup>2</sup>. En 2020, soit trois ans après le début

de la réforme, l'effet d'un point de pourcentage de TH/revenus sur les loyers mensuels était de 0,2€ par m<sup>2</sup>.

- L'hétérogénéité selon la proportion de propriétaires occupants est moins claire : ce sont bien dans les communes avec le moins de propriétaires occupants que les prix ont le plus augmenté, mais la corrélation avec la mesure d'intensité de la réforme est plus forte dans les autres communes. A l'instar des résultats sur les prix immobiliers, nous remarquons un effet de la réforme pour les communes d'un même bassin de vie. L'effet estimé est quasiment aussi important que celui obtenu en comparant toutes les communes.

## Résultats sur la mobilité résidentielle

- La dernière partie du rapport porte sur la question de la mobilité résidentielle des foyers. Pour étudier cette question nous faisons appel à d'autres sources de données à un niveau plus fin : celui du foyer fiscal.
- L'utilisation de données au niveau individuel invite également à utiliser une méthodologie différente. En effet, nous exploitons ici directement le seuil basé sur le revenu fiscal de référence qui exonère une partie des ménages (environ 80 %). L'existence d'un tel seuil suggère de mobiliser une méthode d'analyse basée sur cette discontinuité qui, par exemple, comparerait les foyers situés immédiatement de part et d'autre du seuil. Nous mettons ainsi en œuvre une version adaptée de la régression sur discontinuité, qui prend en compte l'existence d'un deuxième seuil de sortie du dispositif, rendant l'exposition à la réforme progressive en-dessous d'un certain niveau de revenu.
- Pour cette partie, nous utilisons trois sources de données différentes. Nous utilisons l'enquête revenus fiscaux et sociaux (ERFS), l'enquête sur les statistiques sur les ressources et conditions de vie (SRCV) ainsi qu'un appariement

entre les sources Fidéli (Fichiers DÉmographiques sur les Logements et les Individus) et Félin (Fichier échantillonné de l'impôt sur le revenu).

- Nos estimations sur ces trois différentes bases de données ne nous permettent pas de conclure à un effet clair de la réforme sur la mobilité résidentielle.



# SOMMAIRE

<b>Remerciements</b>	<b>1</b>
<b>Synthèse des résultats</b>	<b>3</b>
<b>1 Enjeux et objectifs de l'étude</b>	<b>17</b>
1.1 Contexte de la réforme de la taxe d'habitation . . . . .	17
1.2 Objectifs de l'étude et questions de recherche . . . . .	20
1.3 Évolutions de la fiscalité locale . . . . .	22
1.3.1 Sources de données . . . . .	22
1.3.2 Évolution des montants . . . . .	22
<b>2 Description de l'intensité de la réforme et hétérogénéité de l'importance de la taxe d'habitation selon les communes</b>	<b>25</b>
2.1 Description des communes selon la part des recettes provenant de la taxe d'habitation . . . . .	27
2.2 Description des communes selon l'exposition au choc . . . . .	29
2.3 Question de la compensation avec le coefficient correcteur . . . . .	34
2.4 Dynamiques pré-réforme et compensation . . . . .	36
<b>3 Enjeux empiriques</b>	<b>39</b>
3.1 Stratégie . . . . .	40
3.2 Défis d'identification . . . . .	42
<b>4 Effets sur la fiscalité locale</b>	<b>45</b>
4.1 Effets sur les taux de taxe foncière sur les propriétés bâties . . . . .	45
4.2 Taxe d'habitation sur les logements vacants . . . . .	51
<b>5 Effets sur les prix immobiliers</b>	<b>55</b>
5.1 Données . . . . .	56
5.2 Statistiques descriptives . . . . .	57
5.3 Résultats . . . . .	60
5.3.1 Stratégie d'intensité . . . . .	60

5.3.2	Stratégie par quartiles . . . . .	61
5.4	Discussion des résultats . . . . .	66
5.5	Hétérogénéité et agrégation géographique . . . . .	70
5.5.1	Part de propriétaires occupants . . . . .	70
5.5.2	Taille de commune . . . . .	72
5.5.3	Taille de commune X % de propriétaires occupants . . . . .	73
5.5.4	Géographique–Agrégation . . . . .	74
5.5.5	Géographique–Différence au sein du bassin de vie . . . . .	76
<b>6</b>	<b>Effets sur les loyers</b>	<b>81</b>
6.1	Données . . . . .	81
6.2	Résultats . . . . .	83
6.3	Discussion des résultats . . . . .	85
6.4	Hétérogénéité et agrégation . . . . .	87
6.4.1	Agrégation au BV/ZE . . . . .	87
6.4.2	Hétérogénéité par niveau initial de loyers . . . . .	88
6.4.3	Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013 . . . . .	88
6.4.4	Hétérogénéité par taille de commune . . . . .	89
6.4.5	Hétérogénéité géographique . . . . .	89
6.5	Discussion de la quantification des effets de la réforme sur les prix à l'achat et à la location . . . . .	95
<b>7</b>	<b>Effets sur la mobilité résidentielle</b>	<b>97</b>
7.1	Données . . . . .	97
7.2	Stratégie d'identification . . . . .	101
7.3	Résultats . . . . .	104
7.3.1	Analyse de première étape . . . . .	104
7.3.2	Effet sur la mobilité résidentielle . . . . .	105
7.3.3	Discussion des résultats . . . . .	112
7.3.4	Autres résultats . . . . .	113
	<b>Annexes</b>	<b>121</b>
A-1	Seuils d'exonération . . . . .	121
A-2	Annexe au chapitre 1 . . . . .	124
A-3	Annexe au chapitre 2 . . . . .	125
A-4	Annexe au chapitre 5 . . . . .	127
A-5	Annexe au chapitre 6 . . . . .	130
A-6	Annexe au chapitre 7 . . . . .	135
A-6.1	Statistiques descriptives par base de données . . . . .	135
A-6.2	Résultats par base de données . . . . .	137

<b>Références</b>	<b>149</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>153</b>
<b>Liste des figures</b>	<b>155</b>



# PLAN DU RAPPORT

**Chapitre 1 : Enjeux et objectifs de l'étude** Ce chapitre présente la réforme, décrit les objectifs du rapport et précise les questions de recherche. Le chapitre documente ensuite les évolutions des montants de fiscalité locale au niveau agrégé.

**Chapitre 2 : Description de l'intensité de la réforme et hétérogénéité de l'importance de la TH selon les communes** Ce chapitre documente plus précisément l'importance de la taxe d'habitation pour les communes. Le chapitre décrit l'hétérogénéité des communes face à la réforme. Il présente un ensemble de statistiques descriptives et de graphiques visant à présenter l'hétérogénéité qui sera ensuite utilisée dans les analyses empiriques des chapitres suivants. Dans un second temps le chapitre documente le mécanisme du coefficient correcteur. Enfin il présente les trajectoires pré-réforme des groupes de commune.

**Chapitre 3 : Enjeux empiriques** Ce chapitre présente et explique la méthodologie des analyses au niveau communal (chapitre 4, 5 et 6).

**Chapitre 4 : Effets sur la fiscalité locale** Ce chapitre étudie les effets de la réforme de la taxe d'habitation sur la fiscalité locale. Il analyse les effets de la réforme et la réaction des communes à la réforme sur les taux de taxe foncière. Enfin, le chapitre étudie la question de la taxe d'habitation sur les logements vacants.

**Chapitre 5 : Effets sur les prix immobiliers** Ce chapitre a pour objectif d'identifier l'effet de la réforme de la taxe d'habitation sur les prix immobiliers. Après avoir présenté les hypothèses à tester et les données, le chapitre procède à la présentation des résultats principaux. Ensuite le chapitre contient une discussion des résultats et des analyses de robustesse. Enfin, le rapport propose plusieurs analyses d'hétérogénéité qui permettent de documenter plus en détails les effets de la réforme.

**Chapitre 6 : Effets sur les loyers** Ce chapitre étudie l'impact de la réforme de la taxe d'habitation sur les prix des loyers. Après avoir présenté les données utilisées, le chapitre présente les résultats principaux. Comme dans le chapitre précédent, la suite est dédiée à la discussion de la robustesse des résultats et aux analyses d'hétérogénéité. A la fin de ce chapitre, nous proposons des pistes de quantification de l'impact de la réforme sur les prix immobiliers et les loyers.

**Chapitre 7 : Effets sur la mobilité résidentielle** Ce dernier chapitre présente les résultats sur la mobilité résidentielle. Dans un premier temps, le chapitre documente les multiples sources de données mobilisées présentant leurs atouts et leurs limites. Contrairement aux chapitres précédents, les analyses sont faites à un niveau plus fin (celui du foyer fiscal), ainsi d'autres stratégies empiriques adaptées aux sources de données sont présentées. Le chapitre présente ensuite les résultats sur la mobilité résidentielle. Pour deux des trois sources de données, le chapitre présente également des résultats sur d'autres variables d'intérêt.

# CHAPITRE 1

## ENJEUX ET OBJECTIFS DE L'ÉTUDE

Ce chapitre présente les enjeux et objectifs du rapport et rappelle le contexte de la réforme qui est ici évaluée : la suppression de la taxe d'habitation sur les résidences principales.

Le chapitre commence d'abord par la présentation du contexte de la réforme (section 1.1) et présente ensuite les objectifs du rapport (section 1.2). Le chapitre présente enfin les données et statistiques descriptives sur l'évolution des montants de fiscalité locale (section 1.3).

### 1.1 Contexte de la réforme de la taxe d'habitation

La taxe d'habitation (TH) est historiquement, avec la taxe foncière, l'une des deux grandes taxes locales pour les ménages. Cet impôt concernait une grande partie des ménages disposant d'un bien immobilier. Il existait sous la même forme depuis 1974. A l'inverse de la taxe foncière, cette taxe touchait les résidents du bien immobilier, qu'ils soient propriétaires occupants ou locataires. La taxe d'habitation représentait, en 2016, 23,4 milliards d'euros pour les collectivités locales (dont 18,7 payés par les contribuables).

La réforme de la taxe d'habitation était présente dans les promesses du candi-

dat Macron en 2017. Elle a été annoncée dans son programme le 24 février 2017. La question a été notamment très présente lors de l'élection en mai. Emmanuel Macron avait d'abord annoncé la suppression de la TH pour les 80 % des ménages aux revenus les plus bas. La suppression a ensuite été appliquée à l'ensemble des ménages et confirmée par la loi de finances pour 2020.

Après l'élection, la réforme a été mise en place avec un roulement progressif selon les revenus fiscaux des ménages. Un seuil a été fixé de façon à placer environ 80 % de la population en-dessous de ce seuil et 20 % au-dessus. La réforme s'est ainsi concentrée sur ces 80 % avant de s'étendre à toute la population (pour la résidence principale) :

- 80 % exonérés progressivement sur trois ans : 30% en 2018, 65 % en 2019 et 100 % en 2020.
- à partir de 2021, les 20 % restants ont le même dégrèvement progressif, 30% en 2021 et 65 % en 2022.
- Exonération totale pour la taxe d'habitation sur les résidences principales en 2023.

La réforme ne supprime pas complètement la taxe d'habitation. Celle-ci continue de s'appliquer sur les résidences secondaires (THRS) et, selon les communes, sur les logements vacants (THLV). La THLV est en effet optionnelle dans les communes non-tendues (communes non-concernées par la taxe sur les logements vacants TLV) et dépend de la volonté de la municipalité.

La TH venait financer les municipalités (et les EPCI). Afin de compenser la perte de revenus pour les communes, la Loi de finances de 2020 (LF2020) prévoit :

- Pour les communes (hors Paris) : la perte est compensée par le transfert de la part départementale de la taxe foncière sur les propriétés bâties (TFPB).



- Pour les EPCI (et Paris) : la perte est compensée par le transfert d'une fraction du produit net de la TVA.
- Pour les départements : la perte est compensée par le transfert d'une fraction de TVA.
- Pour les régions : il est prévue une compensation de la perte des frais de gestion liés à la taxe d'habitation perçus par ces collectivités depuis 2014, via une dotation budgétaire de l'État.

Toutefois, cette compensation de la TH par la TFPB départementale nécessite un mécanisme de correction. En effet, au niveau municipal, les pertes de TH ne correspondent pas forcément aux gains de TFPB descendus du département. Un mécanisme de coefficient correcteur a donc été mis en place. Ce mécanisme correcteur doit compenser « à l'euro près » les communes sur-compensées et les sous-compensées<sup>1</sup>. D'après la publication de la DGFIP de Juillet 2022<sup>2</sup> : 50 % des communes ont été sur-compensées pour plus de 10k€, 30 % sous-compensées et 19 % sur-compensées pour moins de 10k€. Ces dernières ont pu garder le surplus. Ce mécanisme est présenté en section 2.3.

Cette réforme de la taxe d'habitation a plusieurs conséquences pour la fiscalité locale. Par exemple, les communes perdent un pouvoir de décision sur sa taxation. Une autre question importante est celle de la durabilité du mécanisme de compensation. Si des questions de fiscalité locale seront abordées au chapitre 4, elles ne sont cependant pas au cœur de ce rapport. Un précédent rapport de l'Institut des politiques publiques (Fabre, 2020) traitait cette problématique.

---

1. Même démarche que pour la compensation de la diminution de 50 % de la CFE pour les locaux industriels.

2. [Disponible ici](#)

## 1.2 Objectifs de l'étude et questions de recherche

Cette étude vise à analyser les impacts de la réforme de la taxe d'habitation sur le marché du logement en France.

Plus précisément, ce rapport pose plusieurs questions. La première porte sur les effets de la réforme sur les marchés immobiliers à la fois à l'achat et à la location. Le rapport tente d'analyser l'incidence de la suppression de la taxe sur les prix et donc son effet sur les prix immobiliers et les loyers. En effet, au-delà de l'effet revenu de la fin de la taxe d'habitation, qui pourrait pousser à la hausse la consommation de logement, la question de l'incidence est clef dans ce contexte. On appelle incidence la répartition de la charge effective d'une taxe. En effet, celui qui paye la taxe (ou reçoit la subvention) n'est pas forcément celui qui est théoriquement visé par la taxe. Ainsi, Fack (2006) étudie l'incidence des aides pour le logement (APL) en France et montre qu'elles étaient en partie capturées par les propriétaires car transmises dans les loyers. L'incidence des aides au logement sur les loyers a déjà été étudiée dans plusieurs pays : Gibbons et Manning (2006) et Brewer et al. (2019) pour le Royaume-Uni, Susin (2002), Eriksen et Ross (2015) pour États-Unis, Laferrère et Le Blanc (2004), Fack (2006) et Grislain-Letrémy et al. (2022) pour le cas français, Kangasharju (2010) et Viren (2013) en Finlande, et Hyslop et Rea (2019) en Nouvelle-Zélande. Les études sur l'incidence de ces aides sur les prix à l'achat sont plus rares (Braakmann et McDonald, 2020).

Il existe peu d'études sur l'incidence d'une taxe d'habitation. En effet, la littérature est plutôt concentrée sur les effets des taxes foncières (appelées *property tax*), donc des impôts portant sur les propriétaires (voir notamment England (2016) pour une revue de la littérature). Ce manque dans la littérature s'explique par la faible prévalence de la taxe d'habitation ailleurs dans le monde<sup>3</sup>.

---

3. Une exception étant Israël et la Grande-Bretagne où c'est en tout ou partie l'occupant et donc parfois le locataire qui paye la taxe foncière. Le chapitre 6 de Adam et al. (2020) étudie l'effet d'une réforme potentielle de la *council tax* sur les prix.

En France, la réforme de la taxe d'habitation a été évaluée par Madec et Plane (2017) et Fabre (2020). Madec et Plane (2017) font une analyse *à priori* de la réforme sur l'hétérogénéité et la répartition des gains de la réforme. Fabre (2020) se focalise sur l'évaluation du dispositif de compensation et de réallocation de la fiscalité locale suite à la réforme. Carbonnier (2019) analysait, avant la réforme, les impacts distributifs de la fiscalité locale. Il trouvait qu'avant la réforme, la taxe d'habitation était légèrement régressive. Il considère ensuite le cas où la réforme aurait exonéré les huit premiers déciles et se serait arrêtée là. Dans ce cas, la taxe serait devenue progressive globalement mais serait restée régressive pour les 20 % restants.

Le rapport analyse également les réactions comportementales individuelles à la réforme de la taxe d'habitation, notamment sur la mobilité résidentielle. En effet l'effet revenu peut inciter le ménage à utiliser l'argent de la taxe d'habitation pour le remboursement d'un prêt ou pour payer un loyer. De plus, la taxe d'habitation étant supprimée, les zones qui disposaient d'une forte taxation deviennent désormais plus attractives. On pourrait donc s'attendre à plus de mobilité vers ces communes. Sur le sujet de la mobilité résidentielle et de la taxation, la littérature s'est aussi plutôt concentrée soit sur les coûts de transaction<sup>4</sup> comme, par exemple, Van Ommeren et Van Leuvensteijn (2005) ou Sánchez et Andrews (2011) soit sur la taxe foncière (Ferreira, 2010). Ferreira (2010) a étudié les réformes de taxe foncière en Californie, notamment grâce à une analyse de régression en discontinuité. Rubolino et Giommoni (2023) étudient l'effet sur la mobilité des variations du niveau local (régions et municipalités) de la taxe additionnelle sur le revenu en Italie.

---

4. L'équivalent des droits de mutation à titre obligatoire

## 1.3 Évolutions de la fiscalité locale

### 1.3.1 Sources de données

Les sources de données utilisées dans ce rapport sont les fichiers de recensement des éléments d'imposition à la fiscalité directe locale (REI) de 2012 à 2022. Ce fichier produit par la Direction générale des Finances publiques (DGFIP) recense les données de fiscalité locale pour les principaux impôts locaux directs et sur différents niveaux (commune, syndicats et assimilés, intercommunalité, département, région).

Pour les recettes totales des communes, nous utilisons (au chapitre suivant 2) la source des comptes consolidés des communes issus de la DGFIP et traités par l'OFGL (Observatoire des finances et de la gestion publique locale)<sup>5</sup>.

### 1.3.2 Évolution des montants

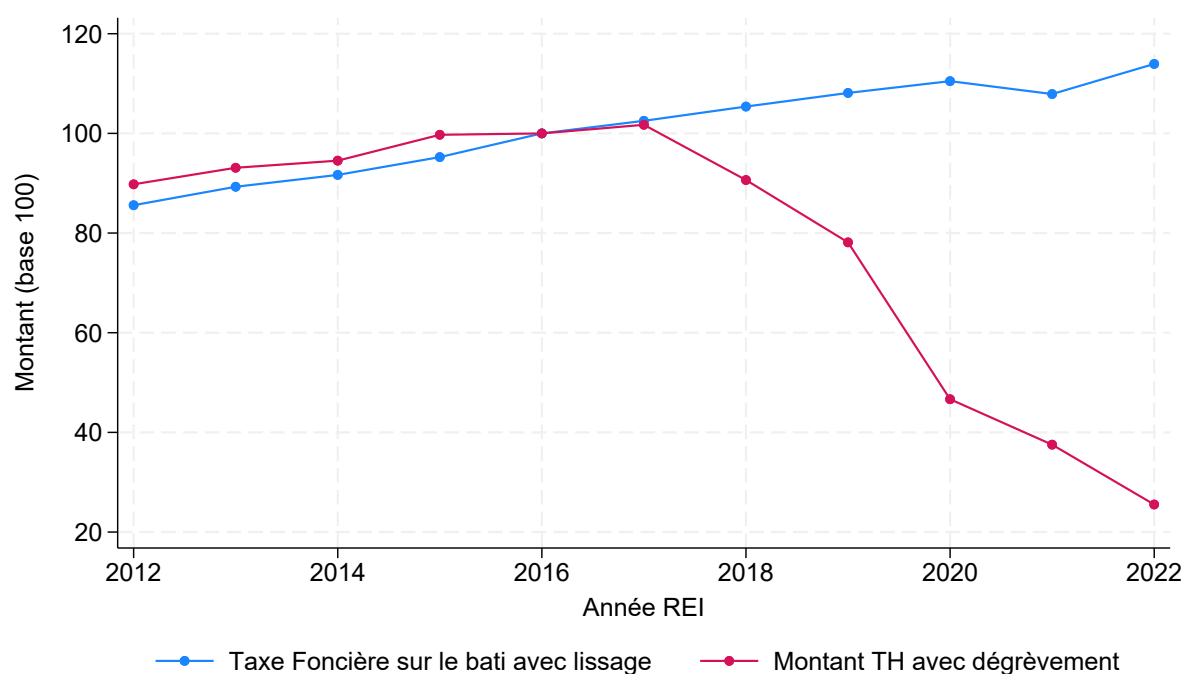
Entre 2012 et 2017, les montants de taxe d'habitation ont augmenté légèrement jusqu'à la première année de la réforme en 2018 à partir de laquelle on commence à voir les montants diminuer progressivement suite aux dégrèvements progressifs à partir de 2018 auxquels se rajoutent ensuite les exonérations totales à partir de 2020 (figure 1.1).

La compensation de la TH par le transfert de la part départementale de la taxe foncière sur le bâti s'observe à partir de 2021 dans les fichiers REI. Cette hausse de TFPB vers les communes s'explique vraiment par ce transfert plutôt que par une augmentation globale de la taxe foncière. En effet, lorsque l'on regarde la somme de la TFPB sur tous les échelons, il n'y a pas de hausse brutale de la TFPB totale (figure 1.1).

---

5. Source pour les recettes des communes : <https://data.ofgl.fr/explore/dataset/ofgl-base-communes-consolidee>

FIGURE 1.1 – TH selon le REI - Base 100 en 2016



NOTE : Le graphique représente l'évolution en base 100 des montants de TH et de TFPB payés par les ménages avec dégrèvements (pour la TH entre 2018 et 2020) liés à la réforme.  
SOURCE : REI.



## CHAPITRE 2

# DESCRIPTION DE L'INTENSITÉ DE LA RÉFORME ET HÉTÉROGÉNÉITÉ DE L'IMPORTANCE DE LA TAXE D'HABITATION SELON LES COMMUNES

La taxe d'habitation était l'une des quatre grandes taxes locales avec la taxe foncière sur les propriétés bâties (TFPB), la taxe foncière sur le non bâti (TFNB) et la cotisation économique territoriale (CET composée de la cotisation foncière des entreprises CFE et la cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises CVAE). Si la taxe d'habitation concernait la quasi totalité des communes, cette taxe était plus ou moins importante selon les communes. Sa suppression est donc un choc de magnitude très hétérogène. Définir cette importance n'est cependant pas trivial et l'on peut construire un grand nombre de mesures pour la quantifier. Par exemple, du point de vue de la commune, l'importance de la TH peut se mesurer comme la part des montants de TH sur l'ensemble des trois grandes taxes prélevées (TH, TFPB et CFE) ou comme la part de la TH sur l'ensemble des recettes. Cette mesure permet ainsi d'évaluer l'importance relative de la TH par rapport aux autres

ressources financières de la commune. Les différences entre communes peuvent être le fait de choix plus ou moins distants dans le temps ou d'effets de composition (par exemple certaines communes peuvent avoir plus d'entreprises et donc de CFE que d'autres).

Cependant, l'objet de cette étude étant la résultante de comportements individuels (et non de comportements de communes<sup>1</sup>), les mesures les plus pertinentes de l'importance de la TH pré-réforme sont plutôt à chercher du côté des ménages. Ainsi, plusieurs mesures peuvent être envisagées, comme le montant moyen payé dans la commune (soit par foyers, soit par foyers imposables ou encore sur toute la population adulte...). La mesure choisie dans cette étude est le montant de total TH payé par les ménages rapporté au revenu fiscal des résidents de la commune. Cette mesure capture ainsi une idée du poids fiscal (*tax burden* en anglais) de la taxe d'habitation pour les ménages et donc de l'importance de l'impact financier de sa suppression.

D'autres questions se posent ensuite. La première est la question de la pondération et du niveau d'observation. Pour comparer des communes entre elles on peut choisir de considérer chaque commune à poids égal ou bien de pondérer chacune par sa population. Lorsque l'on regarde les foyers fiscaux, il paraît important de procéder à cette pondération. La deuxième question est celle du montant à considérer. Lorsque l'on s'intéresse à l'importance de la TH dans le budget des communes, prendre en compte la partie compensée par l'Etat (allocation compensatrice) est nécessaire alors qu'à l'inverse, si l'on regarde au niveau des foyers fiscaux, il semble naturel de ne regarder que la TH payée par ces foyers. Enfin la TH étant prélevée à la fois à l'échelle communale et intercommunale, on peut décider d'ajouter les deux montants (notamment lorsque l'on regarde ce qui est effectivement payé par les ménages) ou ne regarder que la part communale (lorsque l'on s'intéresse aux ressources financières de la commune).

---

1. De plus, la perte de recettes fiscales pour les communes est compensée.



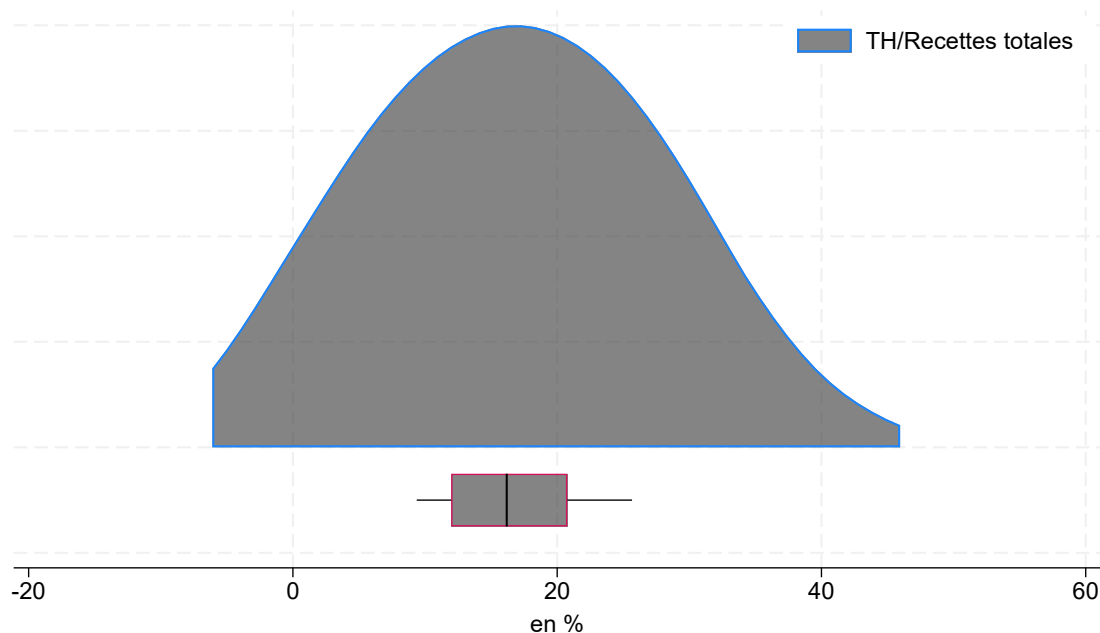
Ce chapitre décrit l'hétérogénéité des communes face à la réforme de la suppression de la taxe d'habitation. Tout d'abord, le chapitre aborde l'hétérogénéité en termes d'importance relative de la TH dans les recettes totales des communes (section 2.1). Ensuite, le chapitre décrit les communes selon la mesure d'exposition à la réforme (également appelée intensité de traitement dans ce rapport) qui sera utilisée dans les chapitres suivants (section 2.2). Enfin, le chapitre documente le mécanisme de coefficient correcteur mis en place (section 2.3) ainsi que les dynamiques communales pré-réformes de la fiscalité locale (section 2.4).

## 2.1 Description des communes selon la part des recettes provenant de la taxe d'habitation

Dans un premier temps, nous montrons la distribution et des statistiques descriptives de la TH reçue par la commune sur les recettes totales avec une pondération par le nombre de foyers dans la commune. En moyenne, ce ratio est de 17 % (la médiane est à 16 %). La table 2.1 montre les moyennes, médianes et écarts types pour plusieurs variables selon le quartile de TH/recettes. Les communes plus dépendantes de la TH sont en moyenne plus grandes. La figure 2.2 (et figure A.12 en annexe) permettent également de voir qu'en moyenne, les communes avec la plus forte part de TH dans les recettes sont plus grandes. Les figures montrent toutefois qu'il subsiste une hétérogénéité au sein de chaque catégorie de communes avec une proportion importante de communes avec des niveaux différents de TH sur recettes. On remarque également dans la table 2.1 que les communes les plus dépendantes de la TH ont des taux communaux de taxation de TH plus élevés. Notamment la mesure TH/recettes est corrélée positivement avec le ratio TH/Revenus des ménages. Les taux des autres taxes ne semblent pas tellement corrélés à cette mesure, à part le taux de TFPB départemental qui lui est négative-

ment corrélé : les communes avec les plus grands ratios TH/recettes ont des taux départementaux de TFPB plus faibles. La mesure est aussi négativement corrélée au ratio CFE/Revenus.

**FIGURE 2.1 – Distribution de la TH (commune) / (Recettes totales) en 2016.**



NOTE : Distribution pondérée par le nombre de foyers en 2016. La partie haute de la figure représente la distribution de la variable TH/recettes, tandis que la partie basse est une boîte à moustache représentant plusieurs quantiles (p10, p25, p50, p75 et p90) de la même variable.

SOURCE : REI, Ircom et Comptes consolidés des communes.

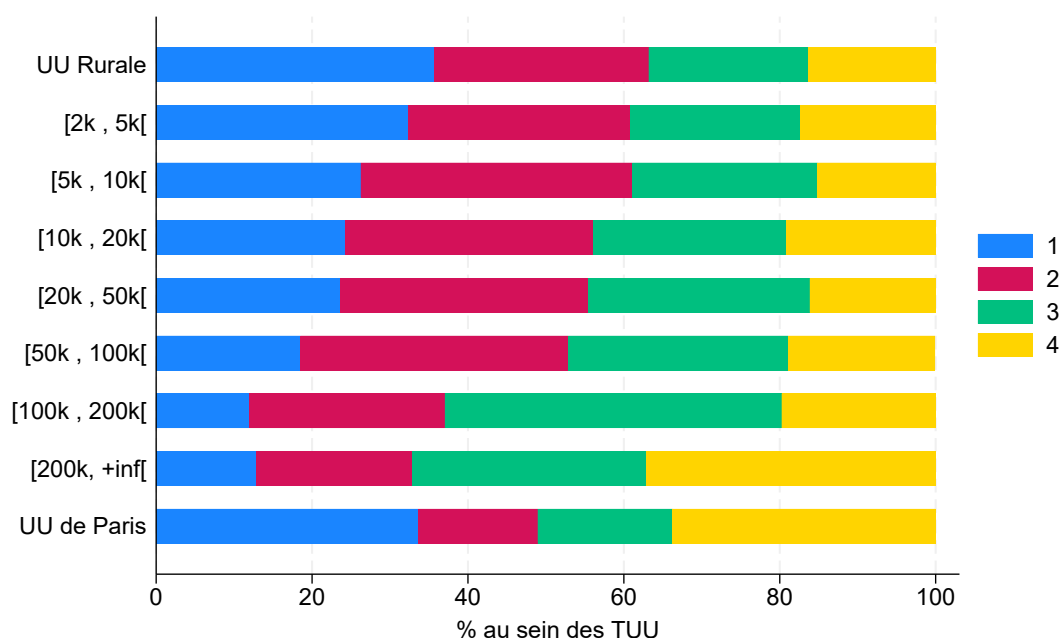
**TABLEAU 2.1 – Statistiques descriptives (selon TH/recettes)**

	Quartile TH/(Recettes)					Total
	1	2	3	4		
TH/(Recettes totales)	8.76 (2.43) 9.362	14.11 (1.21) 14.174	18.32 (1.28) 18.126	25.88 (4.56) 24.629	17.09 (6.75) 16.535	
Ratio TH/Revenus	1.81 (0.72) 1.705	2.23 (0.79) 2.140	2.61 (0.96) 2.595	2.73 (1.00) 2.639	2.37 (0.95) 2.222	
Nb foyers fiscaux (log)	7.53 (1.66) 7.528	8.37 (1.75) 8.415	8.98 (1.96) 9.056	9.21 (2.12) 9.278	8.57 (1.99) 8.536	
Ratio TH/(TH+TFB+CFE)	40.12 (13.40) 39.356	45.05 (9.32) 44.336	48.57 (7.72) 47.582	55.03 (7.55) 55.014	47.48 (10.99) 47.754	
Taux TH (commune)	12.77 (5.12) 12.120	16.59 (5.43) 15.970	18.46 (5.40) 18.250	20.19 (5.35) 20.450	17.17 (5.97) 17.000	
Taux TH (intercommunalité)	9.15 (3.53) 9.120	8.51 (3.63) 8.800	8.71 (3.99) 9.000	7.15 (4.30) 8.130	8.35 (3.96) 8.710	
Taux TFB (commune)	18.72 (8.46) 17.530	21.74 (7.92) 20.990	21.80 (6.95) 21.970	20.26 (6.54) 19.720	20.71 (7.56) 20.290	
Taux TFB département	19.27 (4.76) 20.080	18.85 (4.76) 18.230	18.27 (4.37) 17.900	16.10 (4.42) 15.970	18.08 (4.73) 17.460	
Taux CFE (commune)	2.38 (6.34) 0.000	2.34 (6.60) 0.000	2.02 (6.01) 0.000	2.36 (6.77) 0.000	2.27 (6.44) 0.000	
Ratio TFB/Revenus	2.24 (1.80) 1.886	2.22 (1.19) 2.130	2.23 (1.02) 2.264	1.99 (0.90) 1.839	2.17 (1.25) 2.021	
Ratio CFE/Revenus	1.21 (3.40) 0.700	0.77 (0.68) 0.648	0.68 (0.49) 0.624	0.52 (0.34) 0.477	0.78 (1.67) 0.612	
Ratio TFBdépartement/Revenus	1.78 (1.32) 1.547	1.54 (0.69) 1.443	1.53 (0.63) 1.486	1.19 (0.58) 1.202	1.50 (0.86) 1.367	

NOTE : Statistiques descriptives (moyenne, (médiane) puis écart type) pondérées par le nombre de foyers en 2016. La ville de Paris est exclue.

SOURCE : REI, Ircom et Comptes consolidés des communes.

**FIGURE 2.2 – Distribution des quartiles de TH/Recettes selon la taille de l'unité urbaine.**



NOTE : Distribution pondérée par le nombre de foyers en 2016. Ce graphique présente pour chaque taille d'unité urbaine la part en pourcentage de communes appartenant à différents quartiles de TH/recettes.

SOURCE : REI, Ircom et Comptes consolidés des communes.

## 2.2 Description des communes selon l'exposition au choc

La mesure d'exposition à la réforme choisie pour le restant de l'étude est le ratio en pourcentage entre d'une part le montant de la taxe d'habitation payée par les ménages aux deux échelons (commune + intercommunalité), et d'autre part les revenus fiscaux des foyers sur la commune, le tout pondéré par le nombre de foyers fiscaux<sup>2</sup>. Nous choisissons l'année 2016 pour définir notre mesure, car c'est une

2. Nous prenons ici l'intégralité de la TH payée (et donc inclut la THRS et THLV). Ce choix est notamment motivé par la volonté de prendre toute la base potentielle de la TH (par exemple une résidence secondaire une année peut devenir résidence principale une autre année). Les montants totaux de TH et de THRP sont très fortement corrélés entre les communes. Dans les analyses empiriques, des exercices de robustesse sont proposés pour prendre en compte cette question.

année avant la réforme et même un an avant l'annonce de la réforme. Ainsi nous évitons des potentiels biais d'anticipation (des communes qui modifieraient leurs taux de taxation stratégiquement en anticipation de la réforme). La distribution de cette variable (figure 2.3) est assez dispersée avec des montants très hétérogènes et une grande variance. La moyenne se situe à 2,36 % et la médiane à 2,2 %. Lorsque l'on trie les communes selon cette variable, la moyenne passe de 1,35 à 3,53 % entre le premier et le dernier quartile. La table 2.2 détaille les moyennes, écarts types et médianes de plusieurs variables selon le quartile d'exposition au traitement. Cela permet de voir que la population moyenne croît avec l'intensité de traitement. Les figures 2.4 et A.13 (en annexe) montrent également cette relation croissante à la taille de la commune. Ces figures montrent aussi que pour chaque groupe de taille de communes, il subsiste une certaine hétérogénéité de l'intensité au traitement. La comparaison des deux graphiques permet également de comprendre la place particulière que prend la ville de Paris caractérisée par une faible intensité de traitement par rapport à ses voisines ou par rapport à ce que sa taille prédirait.

Les villes avec le plus fort ratio TH/revenus se caractérisent par une taxation locale en part de revenus plus importante pour les autres taxes (TFPB, CFE), ainsi qu'en taux de taxation, pour la TH et les autres taxes. Cependant, on n'observe pas dans ces communes une dépendance plus importante de la TH sur la somme des trois impôts locaux. Enfin, les communes des derniers quartiles se situent en moyenne dans des départements avec des taux de taxation de TFPB plus faibles.

Géographiquement, la carte 2.5 représente cinq quintiles<sup>3</sup> d'exposition à la réforme du jaune pâle au rouge. Les communes côtières ou de montagne (Pyrénées et Alpes principalement) ont des niveaux d'exposition à la TH plus importants. On observe également une différence entre le quart nord-est et le sud et l'ouest.

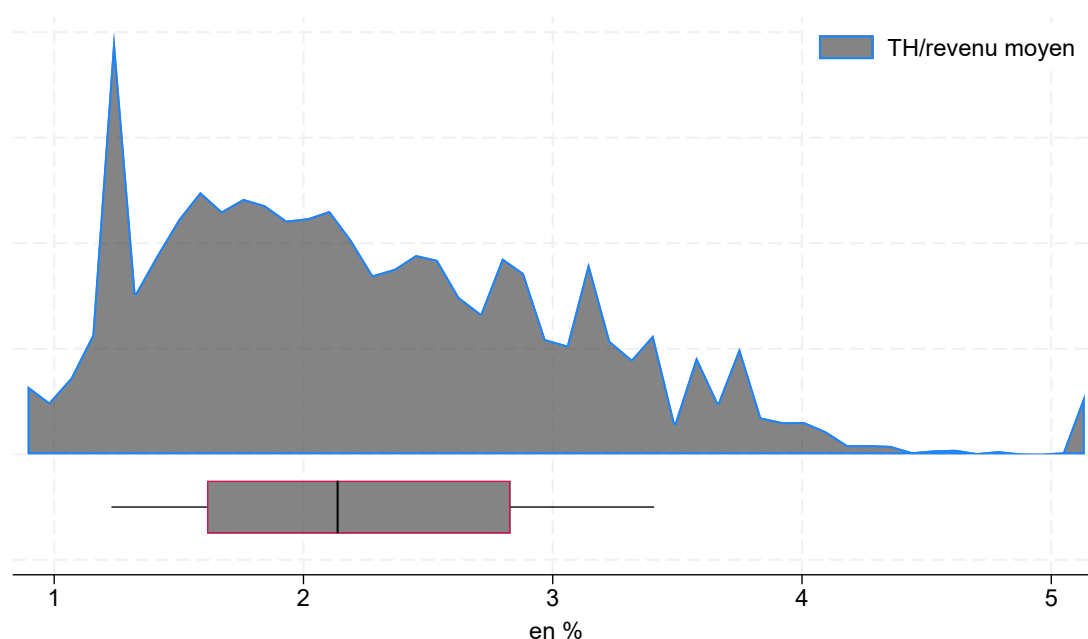
La table A.1 en annexe montre qu'en effet, les villes classées "touristiques" sont beaucoup plus fréquemment situées dans les quartiles les plus traités. Étonnam-

---

3. Des quintiles sont choisis ici plutôt que des quartiles afin de faciliter la lisibilité de la carte

ment ce n'est pas le cas pour les communes dites de montagne. Ces communes, moins rurales, ont également plus de chances de contenir un quartier prioritaire de la ville (QPV). Si l'on observe une certaine corrélation géographique, il reste quand même de la variation au sein de chaque zone. La table A.1 montre également que les communes les plus traitées ont des revenus fiscaux moyens plus faibles, des plus faibles parts de foyers imposables mais des plus forts impôts locaux par habitant. Les communes des derniers quartiles sont plus susceptibles soit d'être en zone tendue (donc assujetties à la taxe sur les logements vacants) soit d'avoir voté la THLV.

**FIGURE 2.3 – Distribution de la TH (commune+intercommunalité) / revenus.**



NOTE : Distribution pondérée par le nombre de foyers en 2016. La partie haute de la figure représente la distribution de la variable TH/revenus, tandis que la partie basse est une boîte à moustache représentant plusieurs quantiles (p10, p25, p50, p75 et p90) de la même variable.

SOURCE : REI, Ircom et Ircom.

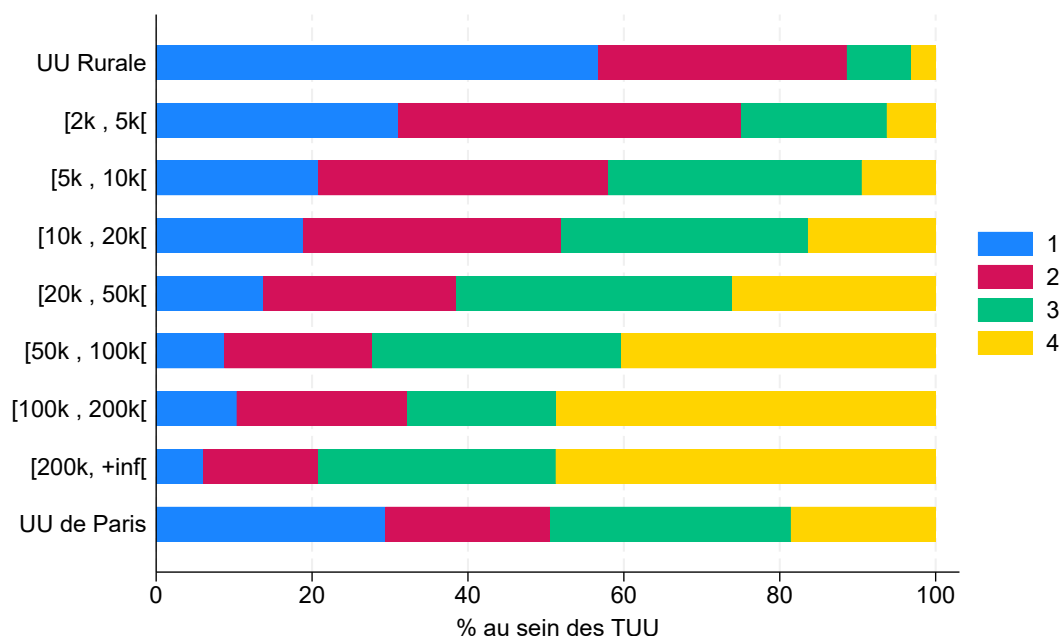
**TABLEAU 2.2 – Statistiques descriptives (selon TH/Revenus) en 2016**

	Quartile d'intensité de traitement				Total
	1	2	3	4	
Ratio TH/Revenus	1.35 (0.22) 1.388	1.90 (0.16) 1.895	2.51 (0.20) 2.503	3.53 (0.94) 3.299	2.36 (0.95) 2.210
Nb foyers fiscaux (log)	6.59 (1.31) 6.472	7.81 (1.44) 7.748	9.03 (1.42) 9.099	10.42 (1.53) 10.428	8.54 (2.00) 8.510
Ratio TH/(TH+TFB+CFE)	47.93 (14.50) 48.951	47.18 (11.59) 47.874	46.34 (9.81) 46.358	48.67 (7.34) 48.210	47.51 (11.00) 47.805
Taux TH (commune)	12.09 (4.34) 11.780	15.60 (4.79) 15.040	18.27 (4.92) 17.880	21.73 (5.23) 21.140	17.12 (5.96) 16.860
Taux TH (intercommunalité)	7.75 (3.51) 8.040	7.93 (3.93) 8.560	8.40 (3.80) 8.600	9.26 (4.28) 9.680	8.36 (3.95) 8.720
Taux TFB (commune)	15.21 (6.52) 14.610	19.20 (6.91) 18.580	22.72 (7.06) 21.830	24.65 (6.24) 24.020	20.66 (7.56) 20.220
Taux TFB département	18.75 (5.14) 19.300	18.00 (4.99) 18.000	17.98 (4.73) 17.180	17.74 (3.97) 16.480	18.09 (4.73) 17.460
Taux CFE (commune)	3.89 (7.49) 0.000	3.14 (7.50) 0.000	1.44 (5.50) 0.000	0.93 (4.57) 0.000	2.29 (6.46) 0.000
Ratio TFB/Revenus	1.30 (1.34) 0.987	1.76 (0.93) 1.526	2.44 (1.02) 2.268	2.99 (1.04) 2.898	2.16 (1.25) 2.006
Ratio CFE/Revenus	0.72 (3.15) 0.206	0.69 (1.18) 0.457	0.80 (0.67) 0.667	0.87 (0.67) 0.770	0.77 (1.66) 0.610
Ratio TFBdépartement/Revenus	1.23 (1.19) 0.962	1.34 (0.66) 1.196	1.53 (0.68) 1.443	1.82 (0.74) 1.722	1.49 (0.86) 1.363

NOTE : Statistiques descriptives (moyenne, (médiane) puis écart type) pondérées par le nombre de foyers en 2016. La ville de Paris est exclue.

SOURCE : REI, Ircom et Comptes consolidés des communes.

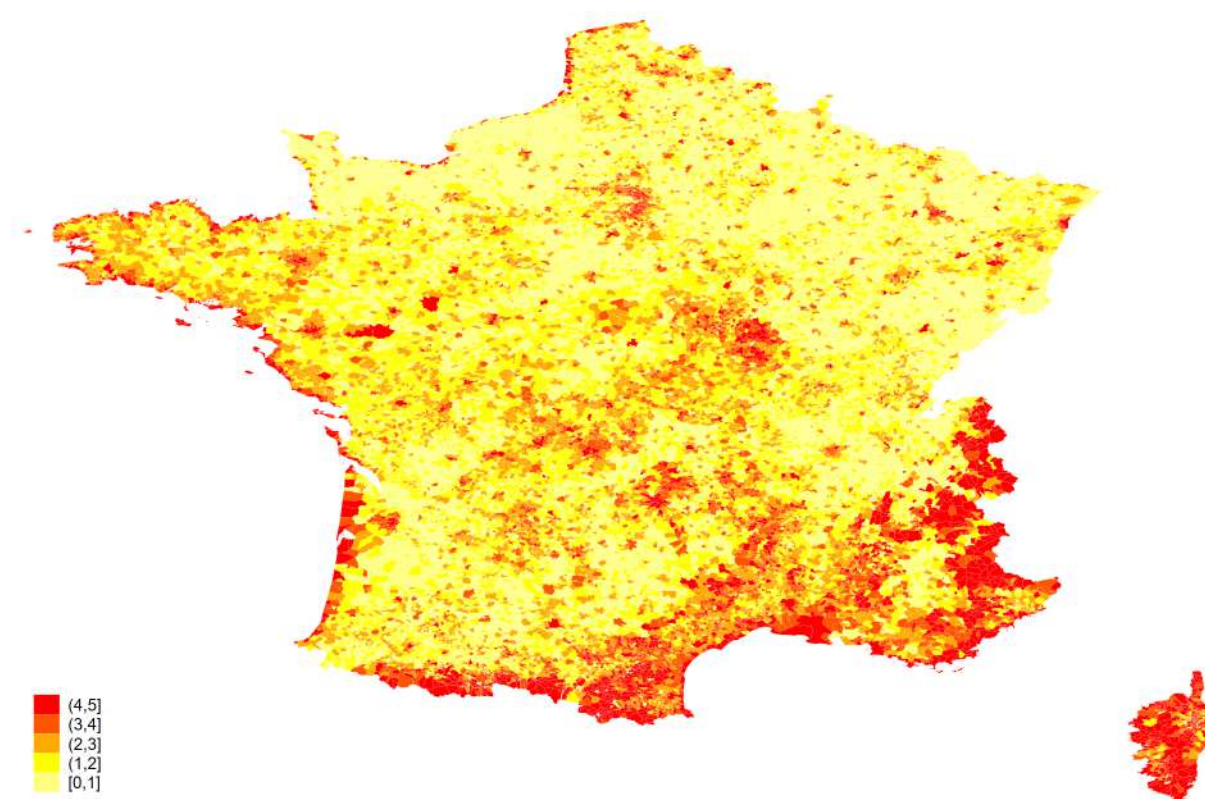
**FIGURE 2.4 – Distribution des quartiles de TH/Revenus selon la taille de l'unité urbaine.**



NOTE : Distribution pondérée par le nombre de foyers en 2016. Ce graphique présente pour chaque taille d'unité urbaine la part en pourcentage de communes appartenant à différents quartiles d'intensité de traitement.

SOURCE : REI, Ircom et IRCOM.

FIGURE 2.5 – Géographie (quintiles d'exposition)



NOTE : La carte représente par cinq couleurs différentes allant du jaune clair au rouge l'appartenance de chaque commune aux quintiles d'intensité de traitement. Les communes en rouge sont celles avec le taux de TH/revenus le plus élevé.

SOURCE : REI.

## 2.3 Question de la compensation avec le coefficient correcteur

Le premier impact de la suppression progressive de la taxe d'habitation a été de modifier les sources de financement des collectivités locales. Pour les communes, le manque de TH a été compensé par le transfert de la part départementale de la TFPB. Cependant, ces deux montants n'ont aucune raison de correspondre exactement. C'est pour cela que l'Etat a mis en place un coefficient correcteur (*coco*) afin de permettre une juste compensation « à l'euro près » pour les communes.

Le coefficient correcteur a pour principe de corriger le mauvais appariement entre TH perdue et part de la TFPB départementale gagnée.

Le coefficient correcteur est calculé de la façon suivante :

$$coco = \frac{TH \text{ à compenser} + TFPB \text{ 2020 commune}}{TFPB \text{ 2020 commune} + TFPB \text{ 2020 département descendu}} \quad (2.1)$$

Où *TH* à compenser prend le taux de 2017 et la base de 2020.

Selon la valeur du coefficient la commune est sur-compensée ou sous-compensée :

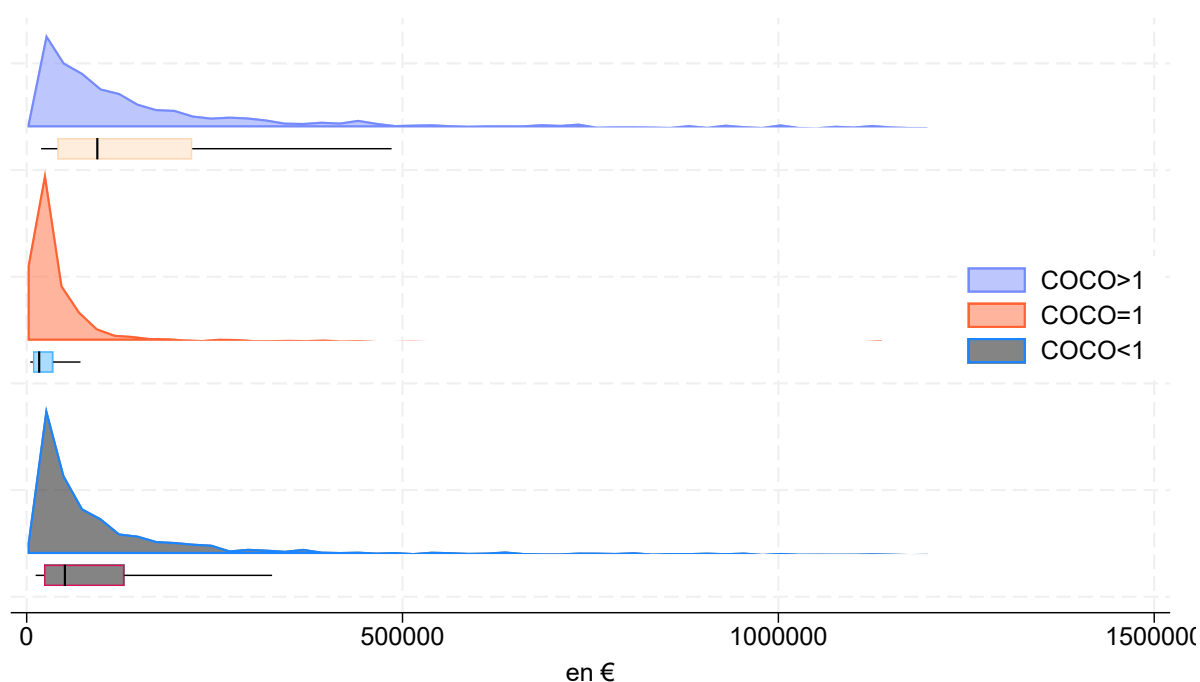
- Si  $coco > 1$ , la commune est sous-compensée et l'État verse une compensation
- Si  $coco < 1$  et le gain dépasse 10k€, l'État effectue un prélèvement
- Si  $coco < 1$  et le gain ne dépasse pas 10k€, l'État laisse le surplus à la commune (donc  $coco = 1$ )
- A cause de ce prélèvement, l'État a rajouté en 2021 600M € pour compenser « à l'euro près » les communes

Le *coco* permet de séparer les communes en trois groupes. La figure 2.6 montre les distributions de montants de TH prélevés par groupes de communes. On remarque que les communes avec un *coco* de 1 sont plus petites et assez homogènes



en taille, tandis que les deux autres catégories sont plus hétérogènes. La proportion de grandes villes (en termes de montant de TH) est plus grande dans les communes à compenser (coco >1). Cela signifie qu'en moyenne, les transferts vont se faire des communes plus petites vers des plus grandes.

**FIGURE 2.6 – Distribution des communes selon les montant de TH en € et le coefficient correcteur**



NOTE : Le graphique présente les trois distributions de montant de TH payé par les ménages chaque communes en 2016 selon leur appartenance aux trois groupes du coefficient correcteur.  
SOURCE : REI.

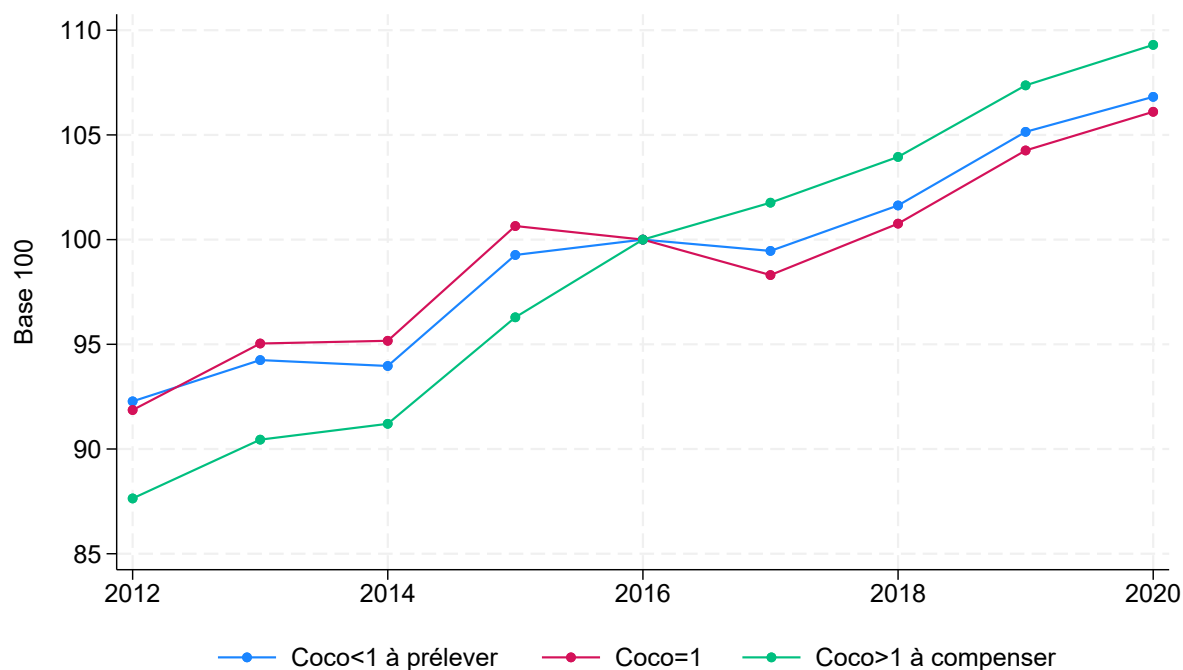
Ce dispositif de compensation est dans une période transitoire. Cependant il a été créé avec la vocation de durer dans le temps et donc d'accompagner de façon dynamique les évolutions des bases fiscales. Une évaluation du dispositif est prévue en 2024 avec pour but « d'évaluer les conséquences sur les ressources des communes (selon leur coefficient correcteur), les conséquences sur les investissements et ressources consacrés à la construction de logements sociaux. L'évaluation portera également sur l'impact sur la fiscalité locale et sur le budget de l'état »<sup>4</sup>.

4. Source : <https://www.conseil-constitutionnel.fr/decision/2022/2021982QPC.htm>

## 2.4 Dynamiques pré-réforme et compensation

Les évolutions des montants de TH et TFPB à la commune selon les groupes de coefficient correcteur (figure 2.7) sont assez parallèles avant la réforme et ne laissent pas penser que le coefficient correcteur ne puisse pas permettre l'ajustement dynamique des compensations. Cependant on ne regarde ici que des évolutions globales et il est tout-à-fait possible que pour un certain nombre de communes, ce mécanisme de compensation ne permette pas de bien rendre compte de leur véritable dynamique fiscale. La légère différence de tendance pour la TH s'explique par la variation dans le temps de l'allocation de la TH entre communes et intercommunalités (figure A.11 en annexe).

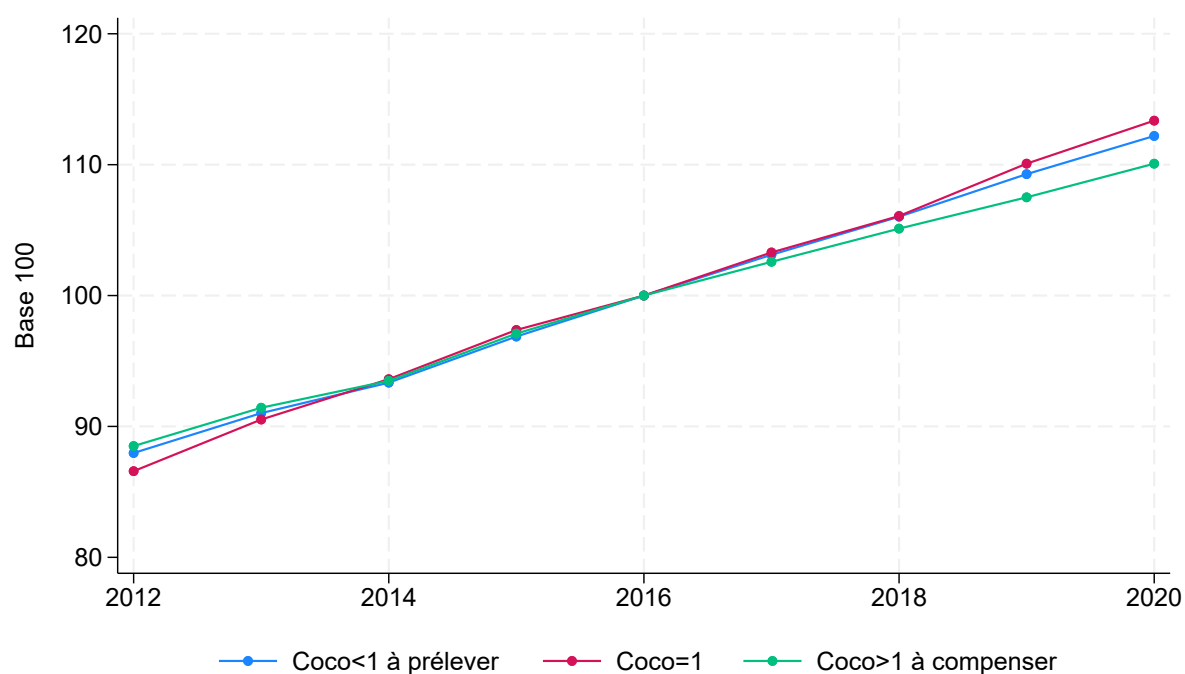
FIGURE 2.7 – Évolution des montants de TH selon le coefficient correcteur



NOTE : Le graphique présente l'évolution en base 100 en 2016 des montants de TH théoriquement (avant dégrèvement) payés par les ménages sur la commune selon le groupe d'appartenance aux trois groupes du coefficient correcteur.

SOURCE : REI.

FIGURE 2.8 – Évolution des montants de TFPB selon le coefficient correcteur



NOTE : Le graphique présente l'évolution en base 100 en 2016 des montants de TFPB payés par les ménages sur la commune selon le groupe d'appartenance aux trois groupes du coefficient correcteur.

SOURCE : REI.



## CHAPITRE 3

### ENJEUX EMPIRIQUES

La taxe d'habitation sur les résidences principales concernait toutes les communes et à terme (en 2023), est totalement supprimée pour l'ensemble du territoire et des ménages. De plus, la réforme s'est appliquée selon le même calendrier pour l'ensemble des communes. Cette réforme ne permet donc pas de séparer un groupe de communes traitées d'un groupe de communes contrôles à proprement dit. Les méthodes classiques de différence en différence sont donc à écarter lorsque l'on regarde à l'échelle des communes.

Cependant les communes (et ménages) vont différer sur deux points. Tout d'abord, elles vont différer selon l'importance (pré-réforme) que prenait la taxe d'habitation (notamment par rapport aux revenus du ménages). La section précédente documente cette variable et son hétérogénéité. Les communes vont également être affectées avec une intensité variable dans le temps. En effet, compte tenu du déroulement progressif de la réforme concernant initialement les premiers 80 % des foyers fiscaux les plus modestes, les différences de composition des foyers fiscaux de chaque commune vont jouer sur l'évolution du traitement dans le temps. Une commune avec l'intégralité de ses ménages en-dessous du seuil<sup>1</sup> va ainsi être traitée beaucoup plus rapidement (de 2018 à 2020) qu'une commune en situation

---

1. Exemple fictif où il n'y aurait également aucun foyers déjà exonérés pré-réforme pour d'autres raisons.

inverse (traitée de 2021 à 2023). Le même raisonnement tient pour les foyers fiscaux : pour certains le poids de la TH était plus fort que pour d'autres et selon leur situation par rapport au seuil, ils vont être traités plus ou moins tôt.

Les stratégies empiriques mises en place dans ce rapport vont ainsi chercher à exploiter ces deux dimensions de variation du traitement.

Ce chapitre vise à documenter la stratégie empirique mise en place dans le rapport (section 3.1) ainsi que les potentiels défis ou limites de l'analyse (section 3.2).

### 3.1 Stratégie

Plusieurs stratégies empiriques sont mises en place pour évaluer l'impact de la fin de la taxe d'habitation.

Pour les études au niveau locales (communes), nous appliquons deux stratégies empiriques principales. La première consiste à utiliser l'intensité de traitement de façon linéaire dans le cadre de régression de panel à double effets fixes (commune et année). Les effets fixes année permettent de contrôler pour les effets temporels communs à l'ensemble des communes (cycle, chocs...) alors que les effets fixes communes permettent de contrôler pour des différences (immuables dans le temps) entre communes (ex : caractéristiques géographiques, historiques, géologiques...). Afin d'utiliser la dimension panel des données, nous regardons le lien entre cette intensité de traitement et la variable d'intérêt chaque année. Les années avant le traitement (avant 2018) nous permettent d'évaluer la présence ou non de divergences pre-traitement (*pre-trends*). En effet, si l'on observe des déviations statistiquement significatives avant traitement, cela pourrait laisser penser que les impacts post-2017 ne sont pas attribuables au traitement. A l'inverse, le fait que les tendances soient parallèles avant est rassurant sur l'interprétation causale des résultats. De plus, le traitement étant progressif sur 6 ans, nous pouvons nous

attendre à des effets *à priori* croissants dans le temps et de magnitudes différentes.

L'équation d'estimation est la suivante :

$$y_{i,t} = \sum_{t=2014}^T \beta_t \frac{TH_{i,2016}}{Rev_{i,2016}} * annee_t + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3.1)$$

La seconde stratégie d'identification consiste également à utiliser ce qu'on a appelé l'intensité de traitement (ratio TH/revenus des ménages dans la commune) en divisant par quantiles (notamment en quartiles) les communes selon cette intensité de traitement. Les villes dans le premier quartile sont les moins traitées, les plus traitées étant dans le dernier. Nous regardons ensuite l'évolution de la variable d'intérêt chaque année et par quartiles dans le cadre d'une régression à double effets fixes. Le premier quartile sert de référence, nous comparons ensuite cette référence au trois autres quartiles. Cette spécification diffère de la première dans la mesure où l'on autorise l'effet à ne plus être linéaire. Par exemple, l'effet pourrait être particulièrement hétérogène et ne venir que de l'un des quartiles.

Ces régressions estiment :

$$y_{i,t} = \sum_{q=2}^4 \sum_{t=2014}^T \beta_{tq} annee_t * quartile_q + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3.2)$$

Pour les études au niveau individuel du chapitre 7, nous utilisons d'autres bases de données à un niveau plus fin : celui du ménage ou du foyer fiscal. Cela nous amène ainsi à utiliser des stratégies d'identification différentes par rapport aux chapitres 4, 5 et 6. Les méthodologies utilisées dans le chapitre 7 vont même être différentes selon la source de données utilisée. Les stratégies empiriques sont documentées plus précisément dans le chapitre en question. L'idée principale de ces stratégies est d'utiliser les seuils de revenus qui divise les foyers fiscaux en deux. En-dessous du seuil, les foyers seront exonérés à partir de 2018 de façon progressive jusqu'en 2020. A l'inverse, au-dessus du seuil, les foyers ne sont exo-

nérés qu'à partir de 2021. En-dessous du seuil la probabilité de traitement (pour les années 2018, 2019 est 2020) est de 1, tandis qu'au-dessus, sur un petit intervalle, le traitement est réduit et au-dessus la probabilité de traitement est nulle. Ce seuil évolue légèrement chaque année mais était aux alentours de 27k€ pour un foyer à une seule part fiscale et évoluait ensuite en fonction du nombre de parts<sup>2</sup>.

## **3.2 Défis d'identification**

Si les stratégies d'identification mises en place visent à limiter les biais empiriques, toutes les stratégies d'identification nécessitent des précautions dans l'interprétation causale des résultats.

En effet, dans les analyses au niveau communal, si l'existence de variation temporelle et géographique du traitement permet d'estimer nos paramètres, ces variations temporelles et géographiques peuvent être endogènes. Il y a par exemple un risque de variable omise qui explique à la fois la forte dépendance à la TH avant réforme et l'évolution plus dynamique des prix post-réforme et qui ne serait pas déjà absorbée dans les effets fixes. En effet, les villes avec forte TH sont peut-être celles avec une plus grande croissance d'aménités publiques sur la période et donc de plus en plus attirantes et chères. Ou par exemple, les villes les plus traitées sont peut-être situées dans des zones géographiques (à cause par exemple d'une spécialisation sectorielle) avec forte croissance économique et donc avec une évolution des prix plus dynamique. Nous procédons donc à des tests de robustesse pour limiter la possibilité de biais de variables omises.

A l'échelle individuelle (chapitre 7), si les seuils fixés par la loi sont exogènes, le revenus des foyers fiscaux ne l'est pas parfaitement. En effet, si pour des foyers très éloignés du seuil, il est peu probable qu'ils manipulent leur revenus (en diminuant leur nombre d'heures travaillées par exemple) pour passer sous le seuil,

---

2. L'ensemble des seuils par année est documenté en annexe A-1



des ménages très proches du seuil pourraient être tentés de le faire afin de passer en-dessous du seuil. Cela induirait un biais de sélection et diminuerait la qualité de la comparaison des individus de part et d'autre du seuil. Plusieurs raisons permettent toutefois de penser qu'un tel comportement est très peu probable. La première est le fait que l'exonération (d'en moyenne 30 % du montant de TH) est relativement faible par rapport au seuil<sup>3</sup>. Une seconde raison est l'existence d'un second seuil, situé légèrement au-dessus du premier, qui permet d'avoir une partie de l'exonération. Ce deuxième seuil a effectivement été pensé afin d'éviter des trop forts effets de seuil. D'autres raisons laissent également penser que cette question n'est pas un risque majeur à l'identification comme le fait que les revenus ne sont pas toujours facilement manipulables<sup>4</sup>.

---

3. Par exemple pour un ménage avec une seule part fiscale, le seuil est de 27 000€. Si on prend par exemple une TH de 500€, la baisse de 30 % en 2018 correspond à 150€ soit 0.5 % du seuil.

4. D'autant plus que selon l'article 14717 du Code général des impôts, le montant pris pour le seuil est "le montant des revenus de l'année précédant celle au titre de laquelle l'imposition est établie".



# CHAPITRE 4

## EFFETS SUR LA FISCALITÉ LOCALE

Traditionnellement, les trois grandes sources de fiscalité locale directe sont la TH, la CFE et la TF. Chaque année, les conseils municipaux sont en charge de voter les taux pour ces trois taxes. L'évolution de ces taux sont encadrés par des règles d'encadrement des taux. N'ayant plus le pouvoir de fixer le taux de la TH sur les résidences principales, les communes peuvent donc être tentées de faire évoluer leur taux de TFPB notamment parmi celles qui ont le plus perdu de TH.

La première section 4.1 étudie les variations de taux de TFB et la seconde section 4.2 la question de la THLV.

### 4.1 Effets sur les taux de taxe foncière sur les propriétés bâties

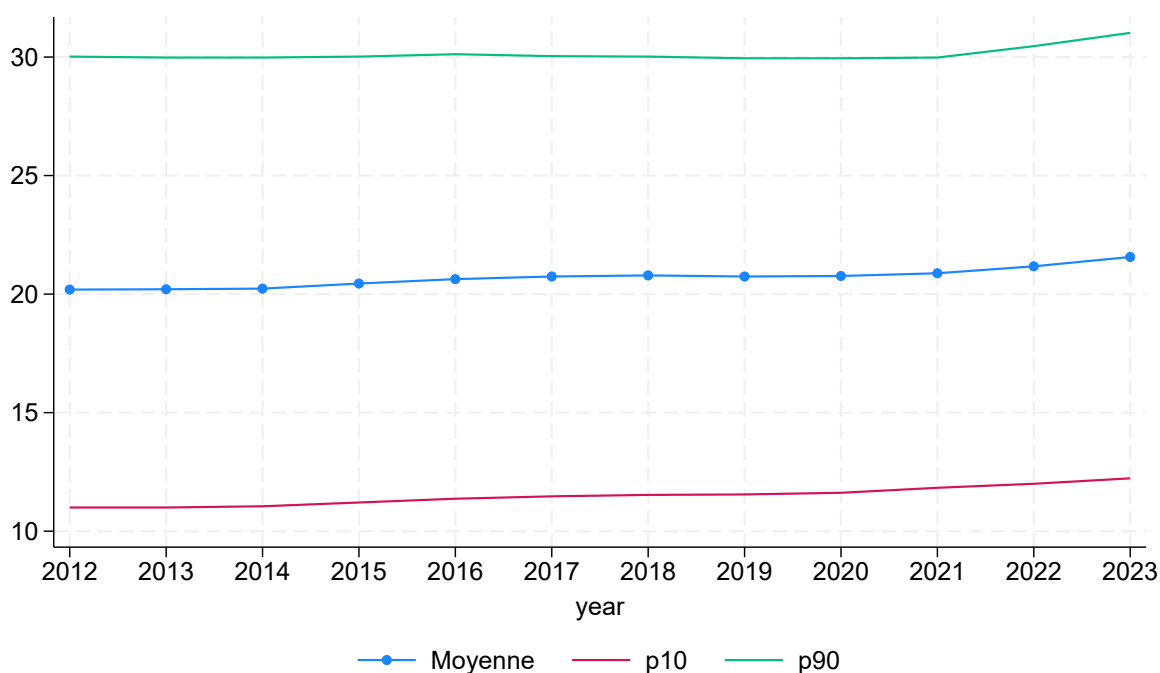
La figure 4.1 montre qu'il ne semble pas avoir en moyenne une grande augmentation des taux de TFPB suite à la réforme. On remarque toutefois une légère hausse en 2022, qui continue sur 2023. A noter également que le taux de TH (sur les résidences secondaires et sur les logements vacants) étaient gelés jusqu'à 2022. Une récente publication de la DGFIP d'août 2023<sup>1</sup> semble montrer que l'évolution

---

1. [Disponible ici](#)

des taux en 2023 a été très similaire aux années antérieures (à part pour la TH sur les résidences secondaires dont les taux avait été bloqués pendant la réforme). Notre analyse, pondérée par le nombre de foyers fiscaux, montre que la hausse des taux initiée en 2022 se poursuit en 2023.

FIGURE 4.1 – Evolution des taux communaux de TFPB (Paris exclu)



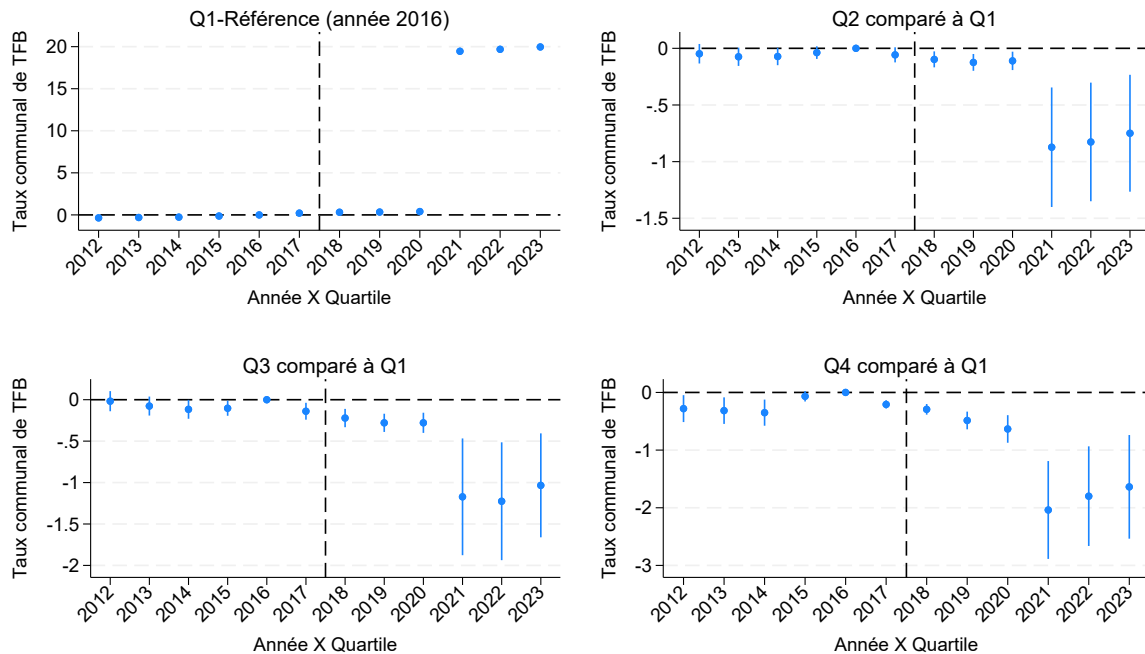
NOTE : Le graphique présente l'évolution moyenne ainsi que des déciles 10 et 90 des taux de TFPB communaux (en retirant pour 2021 et 2022 les taux départementaux descendus à la commune) par année.

SOURCE : REL.

Les régressions dans les figures 4.2 et 4.3 testent cette évolution plus formellement par quartiles d'intensité de traitement. Ce qu'on observe avant 2021, c'est que les taux de TFPB n'ont pas eu tendance à plus évoluer dans les communes les plus touchées par la suppression de la TH. La relation semble même légèrement inverse. En 2021 (puis 2022 et 2023), on observe à la figure 4.2 ce que montrait déjà la table 2.2, c'est-à-dire qu'en moyenne, dans les communes les plus traitées, le taux départemental transféré était plus faible d'où le besoin du coefficient correcteur. Si l'on neutralise cet effet taux départemental à la figure 4.3, on observe quand même une moindre évolution de TFPB dans les communes les plus traitées

(même si les taux commencent à remonter en 2023).

**FIGURE 4.2 – Taux de TFPB**

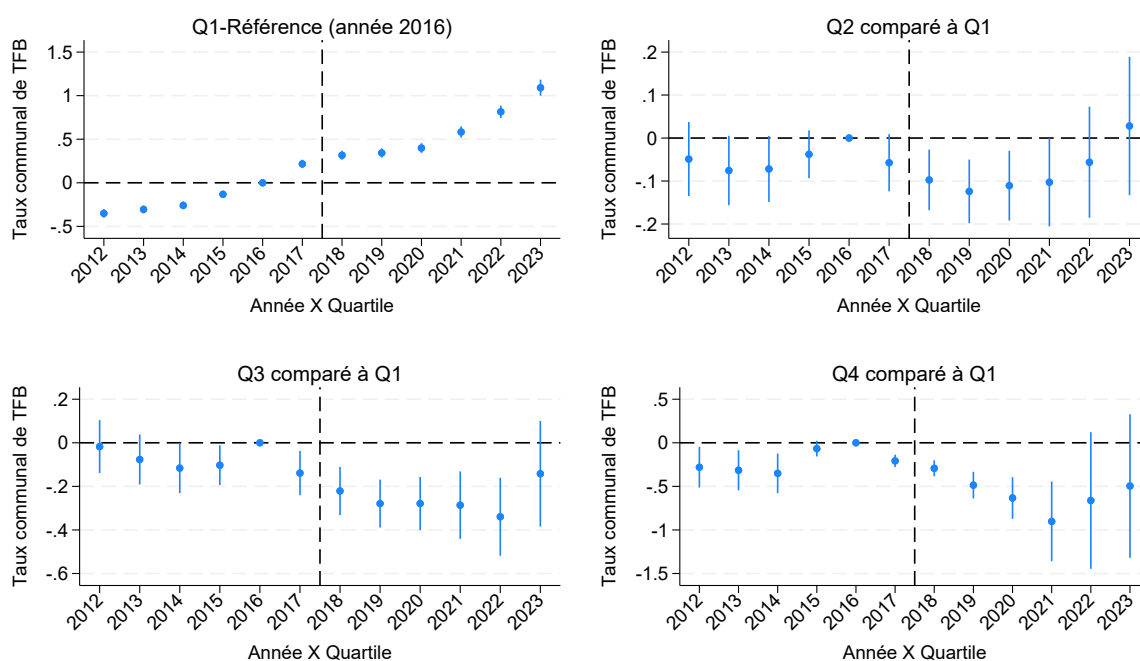


NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des taux de TFPB communaux sur le quartile d'intensité au traitement chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La figure en haut à gauche est la référence, les trois autres figures doivent se lire en comparaison de la première, ainsi pour trouver l'effet total il faut additionner les coefficient du quartile 1 à celui voulu. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI.

En répétant l'exercice (figures 4.4 et 4.5) en utilisant les groupes de coefficient correcteur au lieu des quartiles d'intensité de traitement, on observe les mêmes constats. Si la figure 4.4 est, par construction, quasi-tautologique, la figure 4.5 montre que même en neutralisant l'effet de la descente du taux départemental de TFPB à la commune, il n'y pas d'évolution différente du taux selon le groupe, sauf en 2023 pour le groupe avec le coefficient correcteur supérieur à 1.

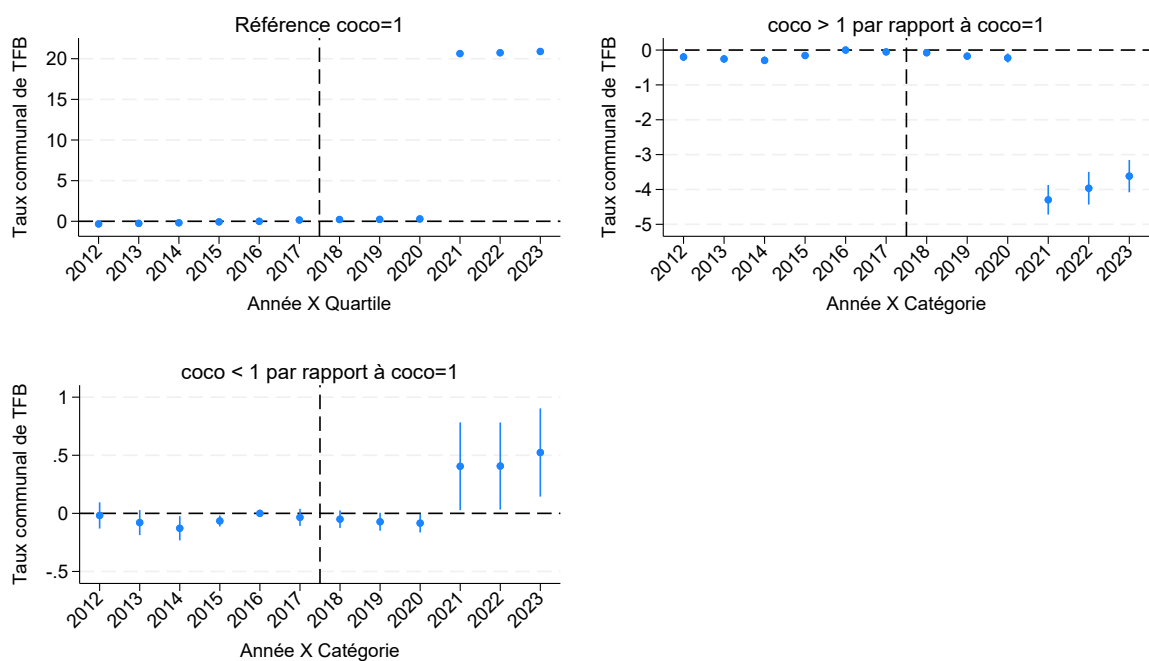
FIGURE 4.3 – Taux de TFPB sans part départementale



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des taux de TFPB communaux (en retirant pour 2021, 2022 et 2023 les taux départementaux de 2020 descendus à la commune) sur le quartile d'intensité au traitement chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La figure en haut à gauche est la référence, les trois autres figures doivent se lire en comparaison de la première, ainsi pour trouver l'effet total il faut additionner les coefficient du quartile 1 à celui voulu. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI.

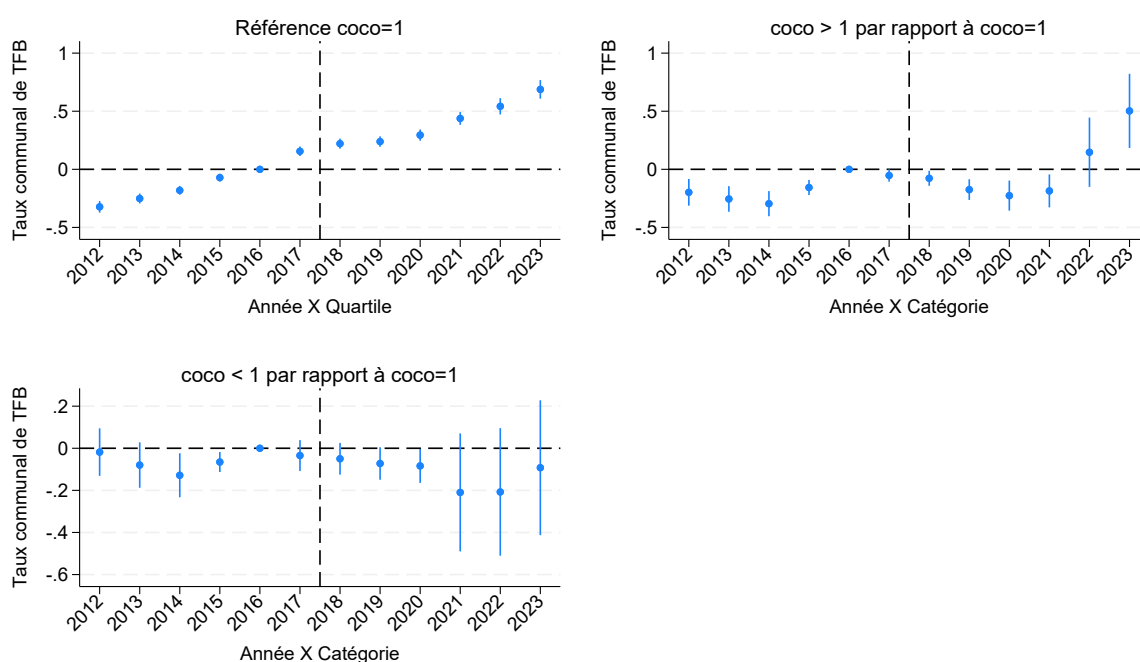
FIGURE 4.4 – Régression des taux de TFPB selon le coefficient correcteur



NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une régression linéaire des taux de TFPB communaux sur le groupe d’appartenance au coefficient correcteur chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La figure en haut à gauche est la référence, les trois autres figures doivent se lire en comparaison de la première, ainsi pour trouver l’effet total il faut additionner les coefficient du quartile 1 à celui voulu. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI.

**FIGURE 4.5 – Régression des taux de TFPB sans part départementale selon le coefficient correcteur**



NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une régression linéaire des taux de TFPB communaux (en retirant pour 2021, 2022 et 2023 les taux départementaux de 2020 descendus à la commune) sur le groupe d’appartenance au coefficient correcteur chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La figure en haut à gauche est la référence, les trois autres figures doivent se lire en comparaison de la première, ainsi pour trouver l’effet total il faut additionner les coefficient du quartile 1 à celui voulu. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI.



## 4.2 Taxe d'habitation sur les logements vacants

Depuis 2007 (2012 pour les EPCI), les communes qui ne sont pas en zones de tension immobilière, et donc déjà concernées par la Taxe sur les logements vacants (TLV), peuvent décider de voter une taxe d'habitation sur les logements vacants (THLV). Le taux de THLV est le même que celui de la TH (et donc THRS). Cependant, pendant la période transitoire à la suite de la réforme, à la fois les taux de TH et la décision d'appliquer la THLV ont été gelés. Ainsi, les communes qui n'avaient pas déjà voté la THLV n'ont pas pu la mettre en place sur la période.

Si les fichiers REI ne nous donnent pas l'information directement sur la décision de la commune du vote de la THLV, si l'on compte le nombre de communes avec un montant prélevé non nul au titre de la THLV communal, on observe une très légère hausse<sup>2</sup>. La différence par rapport à une stagnation s'explique potentiellement partiellement par le fait que certaines communes avaient voté la THLV mais n'avait aucune base fiscale.

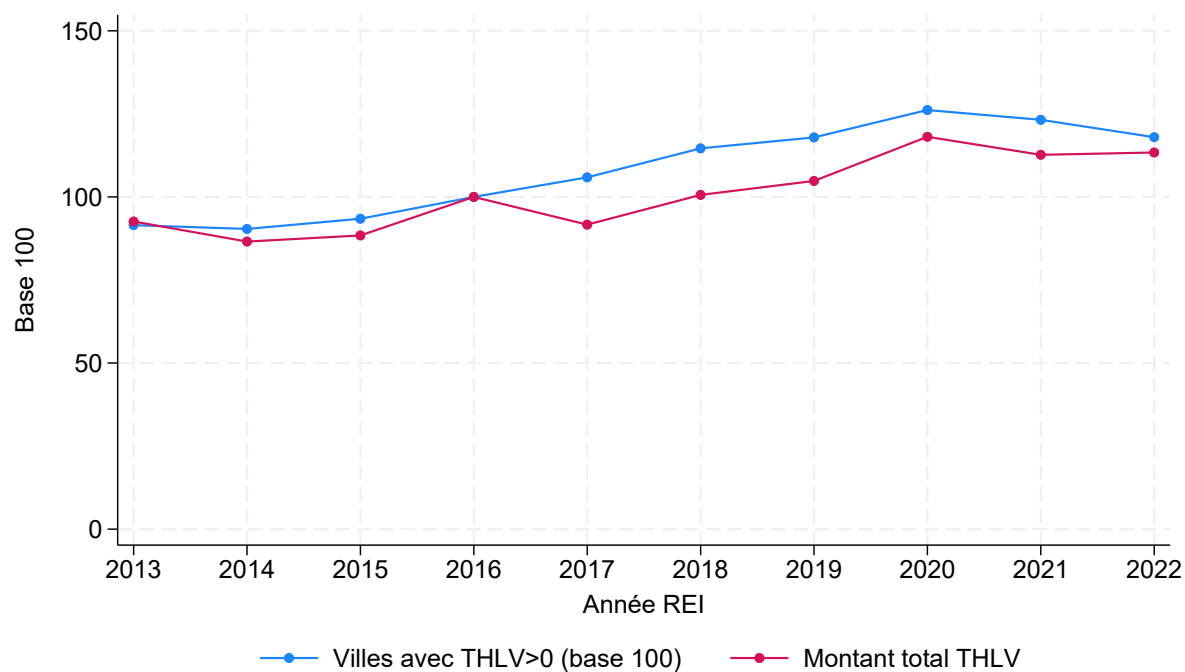
La légère évolution du montant prélevé et surtout du nombre de logements pourrait être lié à un effort de « recherche » de logements vacants plus approfondie de la part des communes en quête de revenus fiscaux<sup>3</sup>. L'utilisation du fichier de recensement 2018 à 2020 de l'Insee et des fichiers Lovac 2019 et 2020 montre une certaine stagnation du taux de vacance en France sur la période.

---

2. Si on utilise à la place le nombre de logements passibles de THLV selon le REI, on obtient des résultats très similaires.

3. En ne regardant que les communes ayant déjà une THLV en 2016 on observe la même tendance croissante.

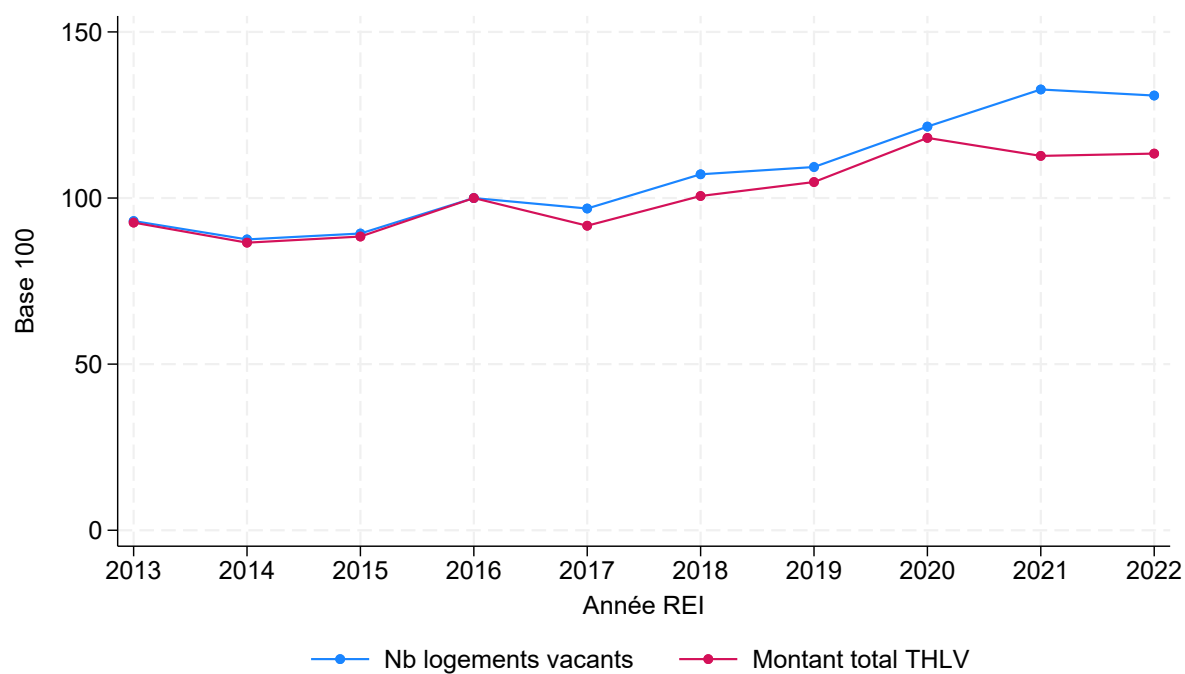
FIGURE 4.6 – THLV



NOTE : Le graphique présente l'évolution par année du nombre de villes avec une THLV (défini comme prélevant un montant non nul de THLV) et du montant total de THLV prélevé en base 100 en 2016.

SOURCE : REI.

FIGURE 4.7 – THLV



NOTE : Le graphique présente l'évolution par année du nombre de logements vacants ciblés par la THLV et du montant total de THLV prélevé en base 100 en 2016.



# CHAPITRE 5

## EFFETS SUR LES PRIX IMMOBILIERS

Dans ce chapitre, nous regardons l'impact de la fin de la taxe d'habitation sur les prix au mètre carré des biens immobiliers vendus dans les communes.

L'hypothèse que nous testons est celle d'un impact sur les prix de l'immobilier qui passerait soit par un effet d'attractivité accrue internalisée dans le prix du bien immobilier à la suite de la fin de la taxe d'habitation (là où elle était élevée, c'est maintenant moins cher d'y habiter et donc les prix augmentent en raison de l'attractivité relative accrue de la commune), soit par un effet revenu pour le futur propriétaire avec une incidence sur les prix (n'ayant plus à la payer, il peut maintenant rembourser plus facilement le prêt immobilier et donc a plus de chances d'acheter, et sachant achat, plus cher).

Il y a cependant deux points d'attention sur la période : il y a eu le choc Covid qui a pu avoir des effets importants sur la dynamique des prix immobiliers ainsi que la remontée des taux d'emprunt vers la fin de la période (même si celle-ci semble plutôt avoir eu des effets à partir de 2023).

Après avoir présenté les données en section 5.1, le chapitre présente des statistiques descriptives en section 5.2. Le chapitre présente ensuite les résultats en section 5.3 et une discussion de la robustesse de ces résultats en section 5.4. Enfin le chapitre présente des analyses d'hétérogénéité en section 5.5.

## 5.1 Données

Pour les prix immobiliers, la source est la base de Demandes de Valeurs Foncières (DVF). Cette base est disponible en *open data*. Nous utilisons la base de données depuis sa première disponibilité, c'est-à-dire 2014. Cette base de données sous sa forme d'origine est assez brute, mais nous utilisons la version d'Etalab qui a procédé à un travail de normalisation des codes, de géolocalisation et surtout de la création d'un identifiant de mutation. La base de données est au niveau des biens immobiliers (donc potentiellement plusieurs biens par transaction) mais certaines variables comme la valeur de la mutation sont au niveau de la mutation. Utilisant cette version mise en forme par Etalab.

Une autre source de données sur les prix immobiliers est créée par le CEREMA. Le CEREMA utilise les données DVF et les retraitent et restructurent pour aboutir à un DVF+. Ensuite le DVF+ est « enrichi » par un appariement avec les Fichiers Fonciers FF pour former les DV3F. La base est au niveau de la mutation (et donc agrège tous les biens d'une même mutation).

L'avantage de la DV3F est double. Tout d'abord, la profondeur historique est plus grande (remonte à 2010), en revanche les données les plus récentes sont plus tard que pour DVF. Ensuite, l'appariement aux fichiers foncier permet l'accès à plus d'information sur la nature du bien muté.

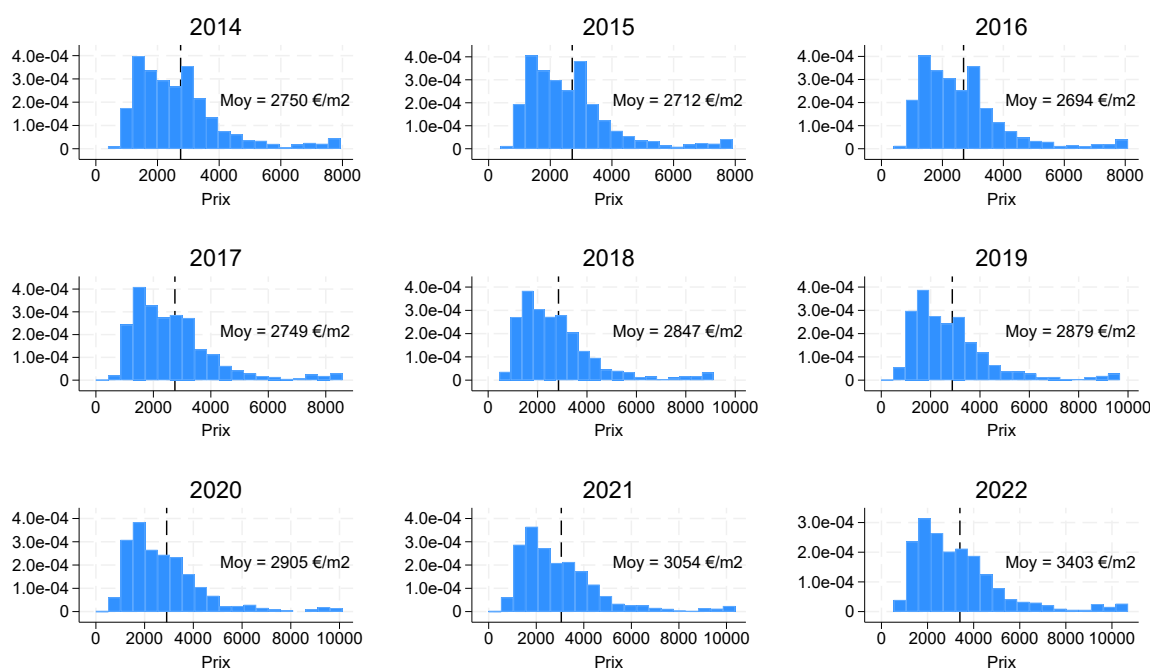
A l'inverse de DV3F, la base DVF-Etalab, a l'avantage d'être actualisée plus souvent et plus rapidement. Aussi, le travail aboutissant à la création d'un identifiant mutation permet de mieux nettoyer les données, notamment les doublons.

Nous faisons donc le choix d'utiliser la base DVF uniquement. Cependant, si le niveau moyen des prix diffère entre les deux bases, les tendances sont plutôt parallèles. Enfin, il faut noter que DVF (et donc DV3F) ne disposent d'aucune observation pour l'Alsace-Moselle (départements 57, 67 et 68), ainsi tous les résultats de ce chapitre ne contiennent pas ces départements.

## 5.2 Statistiques descriptives

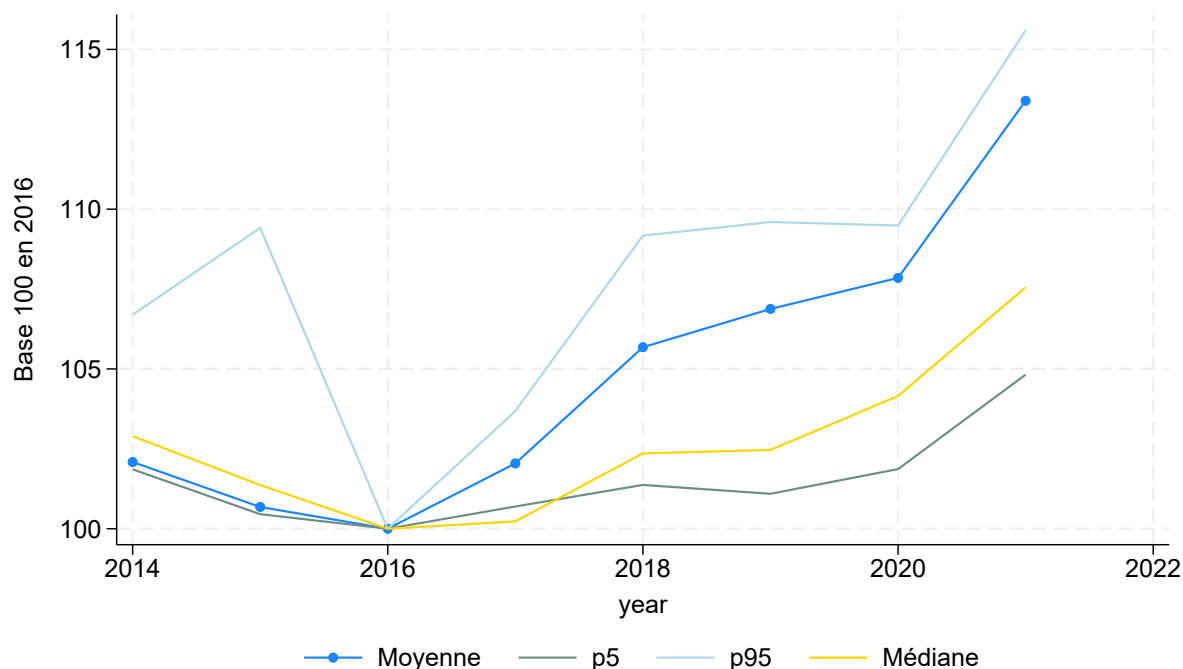
Le graphique 5.2 montre l'évolution, en base 100 des prix immobiliers sur la période. Les prix immobiliers ont stagné entre 2010 et 2016 (avec un minimum local en 2015/2016) et sont croissants depuis. Les distributions des prix communaux ont été assez stables sur la période avec un décalage progressif vers la droite à partir de 2017. L'année 2022 (et un peu 2021) est à interpréter avec beaucoup de prudence car incomplète, et probablement de façon non-aléatoire selon les remontées des bureaux.

**FIGURE 5.1 – Distribution des prix immobiliers moyens par communes par an (source DVF)**



NOTE : Le graphique présente chaque année la distribution des prix immobiliers moyens par commune et pondéré par le nombre de transactions dans la commune. Avant la moyennisation à la commune, les prix sont tronqués pour les 1% les plus haut et les plus bas de chaque année et les observations villes/année avec moins de 9 transactions sont supprimées. Ensuite pour la représentation graphique de l'histogramme (mais pas pour la moyenne présentée), les 1% des communes avec les prix les plus élevées sont coupées. La barre verticale représente la moyenne de la distribution.

FIGURE 5.2 – Evolution des prix immobiliers par an (source DVF)



NOTE : Le graphique présente l'évolution des prix immobiliers (moyenne, centiles 5, 50 et 95) en base 100 en 2016. Les prix sont tronqués pour les 1 % les plus hauts et les plus bas de chaque année et les villes avec moins de 9 transactions sont supprimées. L'année 2022 portant sur des données très récentes et potentiellement encore incomplète n'est pas montrée sur ce graphique.  
SOURCE : DVF.

**Le cas de Paris** Pour les analyses qui vont suivre, nous décidons d'appliquer un traitement particulier à la ville de Paris. La commune de Paris est en effet un cas très particulier à la fois en termes de traitement (anormalement bas pour sa catégorie<sup>1</sup>) et en termes de prix immobiliers<sup>2</sup> (très hauts par rapport aux autres observations). En effet la commune de Paris se situait assez bas en termes de taxe d'habitation par rapport à des communes similaires (ou proches). Dans le cas des prix de l'immobilier, la commune de Paris est également particulière, caractérisée par des prix très hauts. Enfin Paris est singulière sur plusieurs autres aspects, notamment son statut de ville/département, des niveaux de taxation foncière assez bas, sa population élevée... Dans la suite du rapports seront présentés (sauf indi-

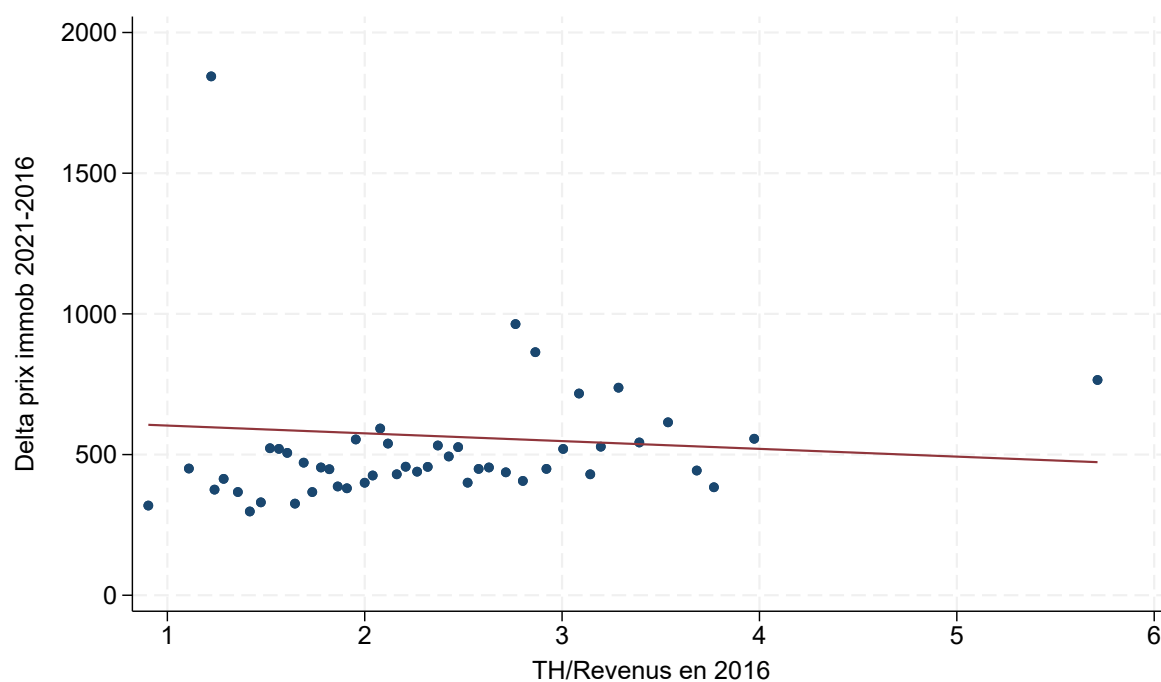
1. Voir par exemple la comparaison entre les figures 2.4 et A.13.

2. Elle l'est également si l'on regarde les loyers.



cation contraire) des résultats soit en excluant Paris soit en incluant des effets fixes département X année qui permettent de contrôler pour le cas particulier de Paris. Les deux méthodes donnent des résultats proches tandis que l'inclusion de Paris change beaucoup les résultats. La comparaison des corrélations entre l'évolution des prix immobiliers entre 2016 et 2021 à l'intensité de traitement en ajoutant ou retirant Paris (graphiques 5.3 et 5.4) est révélateur de l'importance de contrôler pour ce cas particulier de Paris.

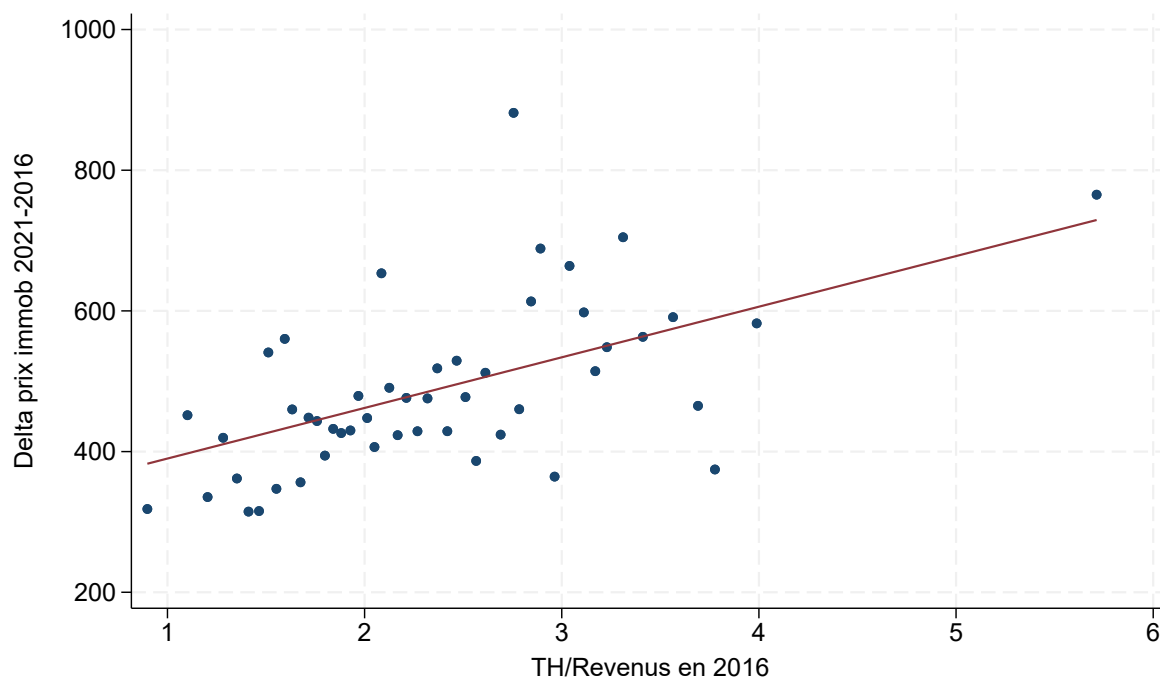
**FIGURE 5.3 – Corrélation évolution des prix immobiliers et intensité de traitement (avec Paris)**



NOTE : Le graphique présente la corrélation entre l'évolution des prix immobiliers dans la commune et le niveau de TH/revenus en 2016. Chaque point présente la moyenne des deux variables pour un groupe de communes représentant le même nombre de foyers fiscaux. La ville de Paris est incluse dans le graphique.

SOURCE : REL, Ircom et DVF.

FIGURE 5.4 – Corrélation évolution des prix immobiliers et intensité de traitement (sans Paris)



NOTE : Le graphique présente la corrélation entre l'évolution des prix immobiliers dans la commune et le niveau de TH/revenus en 2016. Chaque point présente la moyenne des deux variables pour un groupe de communes représentant le même nombre de foyers fiscaux. La ville de Paris est exclue du graphique.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

## 5.3 Résultats

Dans cette section nous présentons d'abord les résultats principaux avec nos deux stratégies d'identification. Nous procédons ensuite à une discussion des effets et des tests de robustesse. Enfin nous procédons à une analyse d'hétérogénéité des effets.

### 5.3.1 Stratégie d'intensité

Les graphiques 5.5 et 5.6 montrent les résultats des régressions des prix immobiliers au mètre carré sur l'intensité de traitement. L'équation 3.1 est estimée. La première montre les résultats en excluant Paris, la seconde inclut Paris mais

également des effets fixes département X année. Dans les deux cas, l'année de référence est fixée en 2016. 2016 est l'année de référence car c'est l'année pour laquelle nous avons évalué l'intensité de traitement (2). Cette année a été choisie car elle se situe un an avant l'annonce de la réforme, nous permettant d'éviter de potentiels biais d'anticipation<sup>3</sup>. Les résultats des deux régressions, qualitativement similaires, montrent un effet positif et croissant de l'intensité de TH sur les prix immobiliers après la réforme. Par exemple en 2018, pour un point de pourcentage du ratio TH/revenu en 2016 sur la commune, les prix immobiliers ont augmenté de 20€ de plus au mètre carré par rapport à 2016 dans la commune. Par rapport à la régression sans effets fixes département X année, les résultats sont légèrement plus grands en début de période et moins grands en fin de période avec la spécification qui inclut des effets fixes département X année. L'inclusion de ces effets fixes permet de garder Paris dans l'échantillon, mais surtout permet de contrôler pour des dynamiques particulières par département. Cet échelon est intéressant car du coup il prend en compte les évolutions potentielles d'autres taxes locales départementales (par exemple la part départementale de TFPB) ou régionales mais aussi d'autres types de chocs locaux (catastrophe naturelle, fermeture d'usine...) qui pourraient avoir un impact sur les prix de l'immobilier des communes du département.

### 5.3.2 Stratégie par quartiles

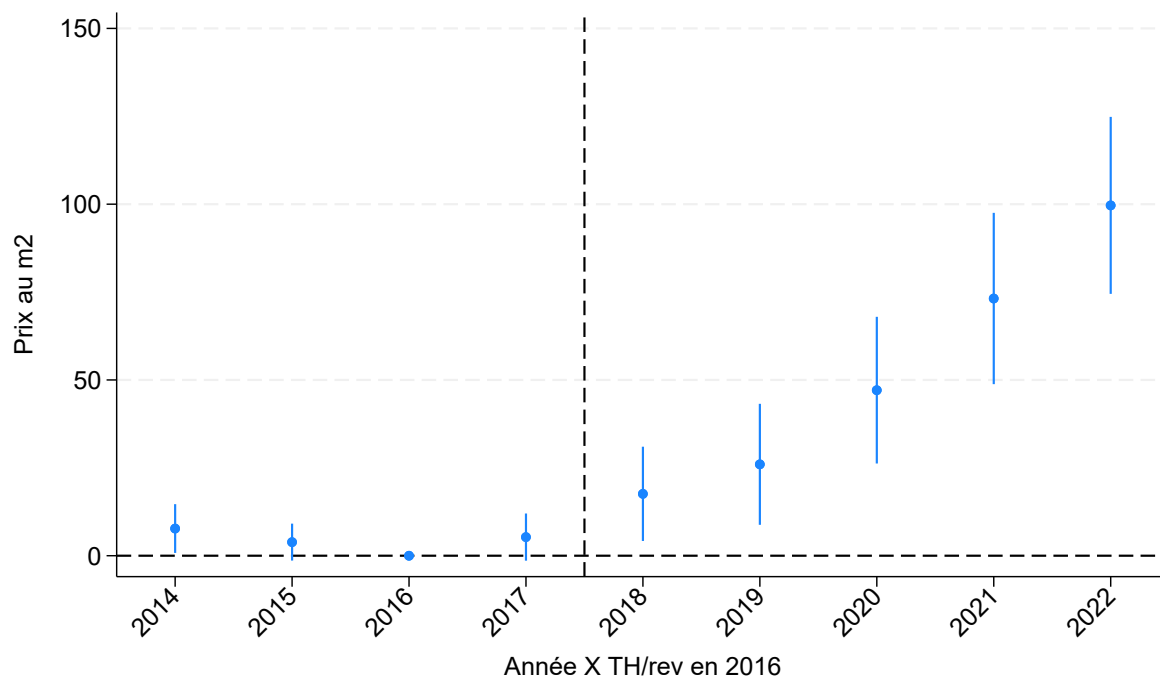
Les graphiques 5.7 et 5.8 montrent les résultats des régressions des prix immobiliers au mètre carré pour chaque quartile d'intensité de traitement. C'est l'équation 3.2 qu'on estime ici<sup>4</sup>. Le graphique 5.7 s'interprète de la façon suivante, le graphique en haut à gauche est le résultat des coefficients pour chaque année sur

---

3. Nous avons testé en robustesse de prendre non pas l'année 2016 pour définir notre traitement mais la moyenne sur 2014-2017 et nous obtenons des résultats quasi-identiques.

4. A noter que cette estimation ne permet pas l'inclusion d'effets fixes département X année qui seraient colinéaires avec les effets fixes quartile X année et donc nous excluons ici la ville de Paris de l'échantillon.

FIGURE 5.5 – Effets sur les prix immobiliers

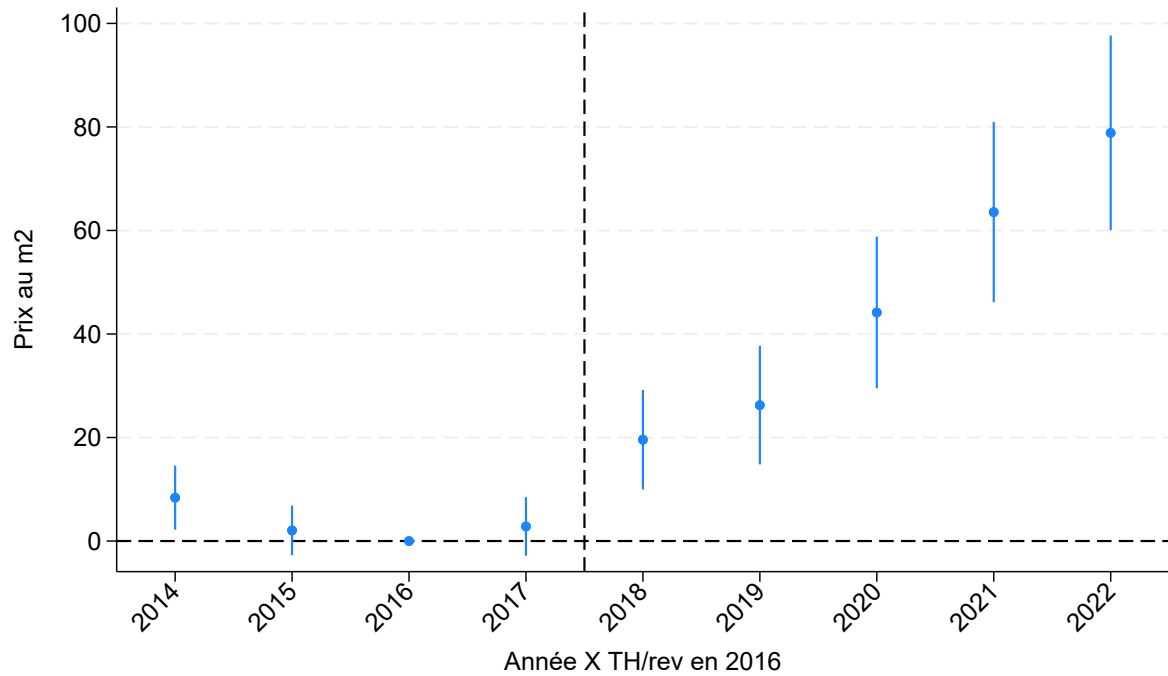


NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et des effets fixes année. la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REL, Ircm et DVF.

l'évolution des prix immobiliers pour le premier quartile d'intensité de traitement (la référence ici). Les trois autres panneaux sont l'évolution additionnel sur les prix immobiliers pour chaque quartile par rapport au premier quartile, par exemple en 2019 pour le troisième quartile les prix avaient pris 50€ de plus que pour le premier quartile par rapport à 2016, portant le total à un peu plus de 200€. Le graphique 5.8 procède directement à cette addition et nous permet de mieux voir que les effets sont strictement croissants selon le quartile d'intensité de traitement. Ce que montrent ces graphiques est donc cohérent avec les résultats précédents : plus l'on avance dans l'intensité de traitement, plus l'évolution des prix immobiliers a été dynamique. L'écart entre les catégories de commune semble même croissant

FIGURE 5.6 – Effets sur les prix immobiliers (Effets fixes département X année)

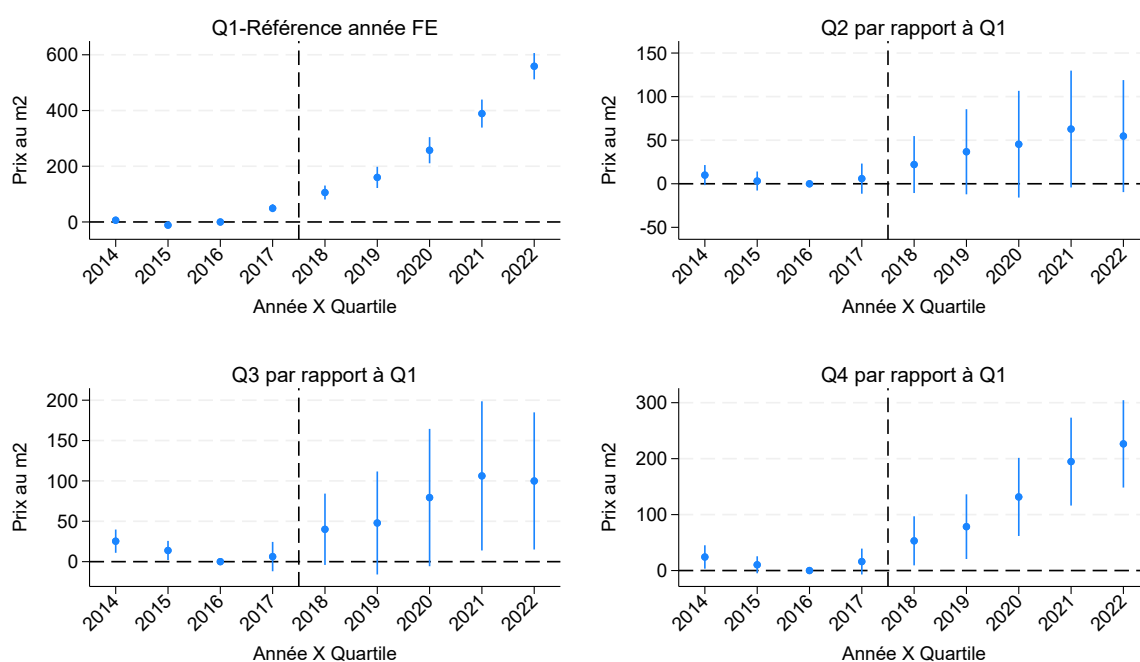


NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et des effets fixes département X année. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omissa est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircor et DVF.

dans le temps. Cette croissance dans le temps est potentiellement liée à la nature graduelle de la mise en place de la réforme.

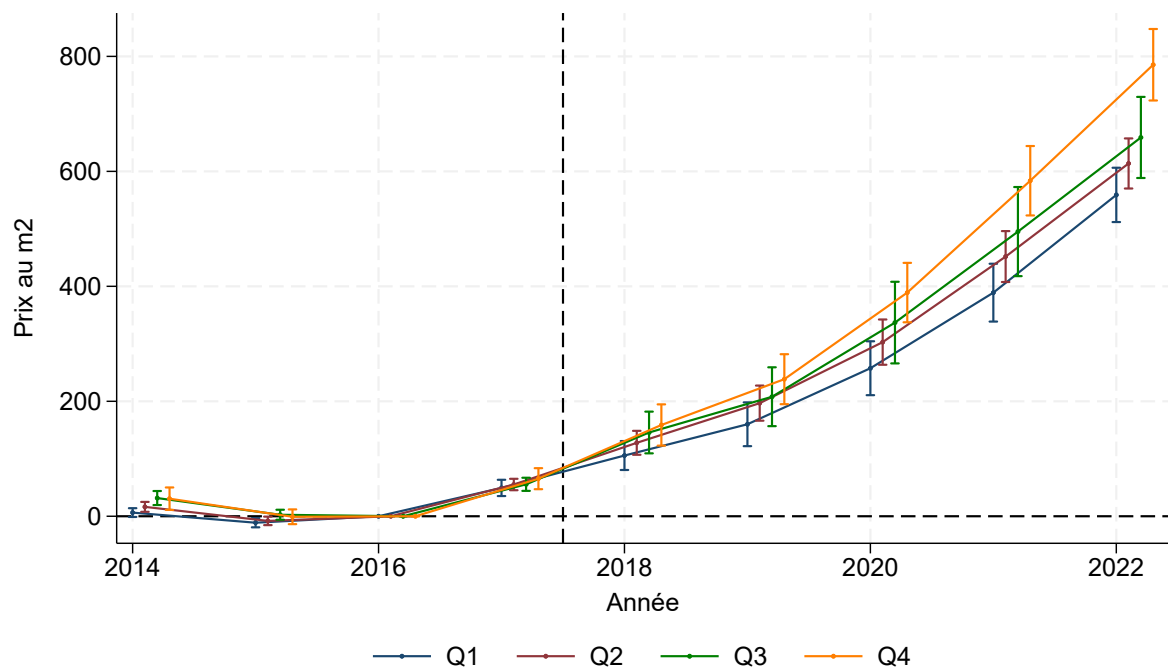
FIGURE 5.7 – Effets sur les prix immobiliers par quartile



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur le quartile d'intensité au traitement chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La figure en haut à gauche est la référence, les trois autres figures doivent se lire en comparaison de la première, ainsi pour trouver l'effet total il faut additionner les coefficient du quartile 1 à celui voulu. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

FIGURE 5.8 – Régression par quartile - coefficients ajoutés



NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur le quartile d’intensité au traitement chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95% associé. La figure contient les mêmes informations que la figure 5.7, sauf que les coefficients sont déjà ajoutés. Ainsi l’on peut directement lire les coefficients pour chaque quartile. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircm et DVF.

## 5.4 Discussion des résultats

Un danger principal de notre stratégie empirique est qu'une autre variable (par exemple la population) soit la vraie raison de l'évolution différenciée des prix immobiliers, mais qu'elle soit également très corrélée avec notre traitement et donc que l'on attribue par erreur l'effet au traitement.

L'inclusion d'effets fixes au niveau de la commune, permet de réduire ce problème car il purge tous les caractéristiques propres à la commune et immuables dans le temps. Par exemple, l'effet commune prend en compte la taille de la commune (en moyenne sur la période). Cependant, cela ne prend pas en compte la possibilité que cette caractéristique immuable, fixe dans le temps, ait un impact différent sur les tendances. Par exemple, les villes côtières (caractéristique fixe dans le temps) ont peut-être connu des réactions différentes au traitement par rapport aux autres communes avec une évolution plus ou moins forte des prix immobiliers. De plus, ces effets ne permettent pas de contrôler pour des variables qui varieraient dans le temps au niveau de la commune. L'effet fixe temporel ne permettant de contrôler que pour des effets temporels communs à tout l'échantillon (choc macroéconomique, politiques publiques nationales...). Enfin l'effet fixe département X année, permet, quant à lui, de contrôler pour chaque département d'un effet temporel spécifique. Nous avons également une régression avec effets fixes encore plus fins (bassins de vie<sup>5</sup> en figure 5.19) et l'effet reste significatif bien que diminué.

Notre intensité de traitement étant corrélée à la taille de la commune (voir figure 5.9), il est possible que les différentes évolutions des prix immobiliers selon l'intensité de traitement reflètent en fait l'évolution différenciée des prix immobiliers par taille de commune.

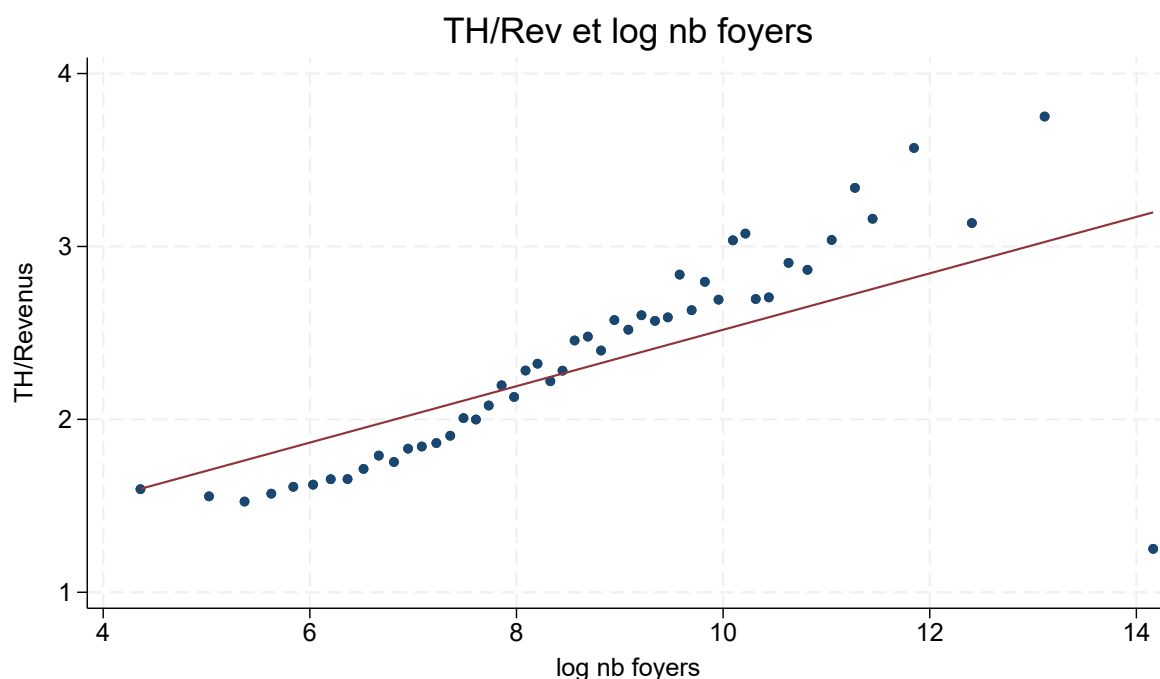
Pour remédier à cela, nous avons testé plusieurs modèles alternatifs. Tout d'abord,

---

5. Il y a à peu près 1700 bassins de vie en France contre moins d'une centaine de départements.



**FIGURE 5.9 – Corrélation intensité de traitement et nombre de foyers fiscaux (en log)**



NOTE : Le graphique présente la corrélation entre le nombre de foyers fiscaux dans la commune et le niveau de TH/revenus en 2016. Chaque point présente la moyenne des deux variables pour un groupe de communes représentant le même nombre de foyers fiscaux. La ville de Paris est exclue du graphique.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

l'ajout du log du nombre de foyers fiscaux à la régression ne change presque pas la significativité et à la taille des coefficients. De même, si on ajoute à cela un effet fixe par vintiles de population (redéfinis chaque année pour éviter la colinéarité avec les effets fixes commune). Toutefois, l'ajout d'effets fixes quartiles de population X année inverse ou réduit très fortement nos résultats. Le panneau gauche 5.10a montre les résultats à la suite de l'ajout de ces effets dans la régression aux doubles effets fixes, tandis que le panneau de droite 5.10b montre le même ajout dans le cadre de la régression avec effets fixes département X année. Les effets sont beaucoup plus robustes à l'ajout des effets fixes de taille X année dans le second panneau. Enfin, dans le graphique du bas 5.10c, nous ajoutons des effets

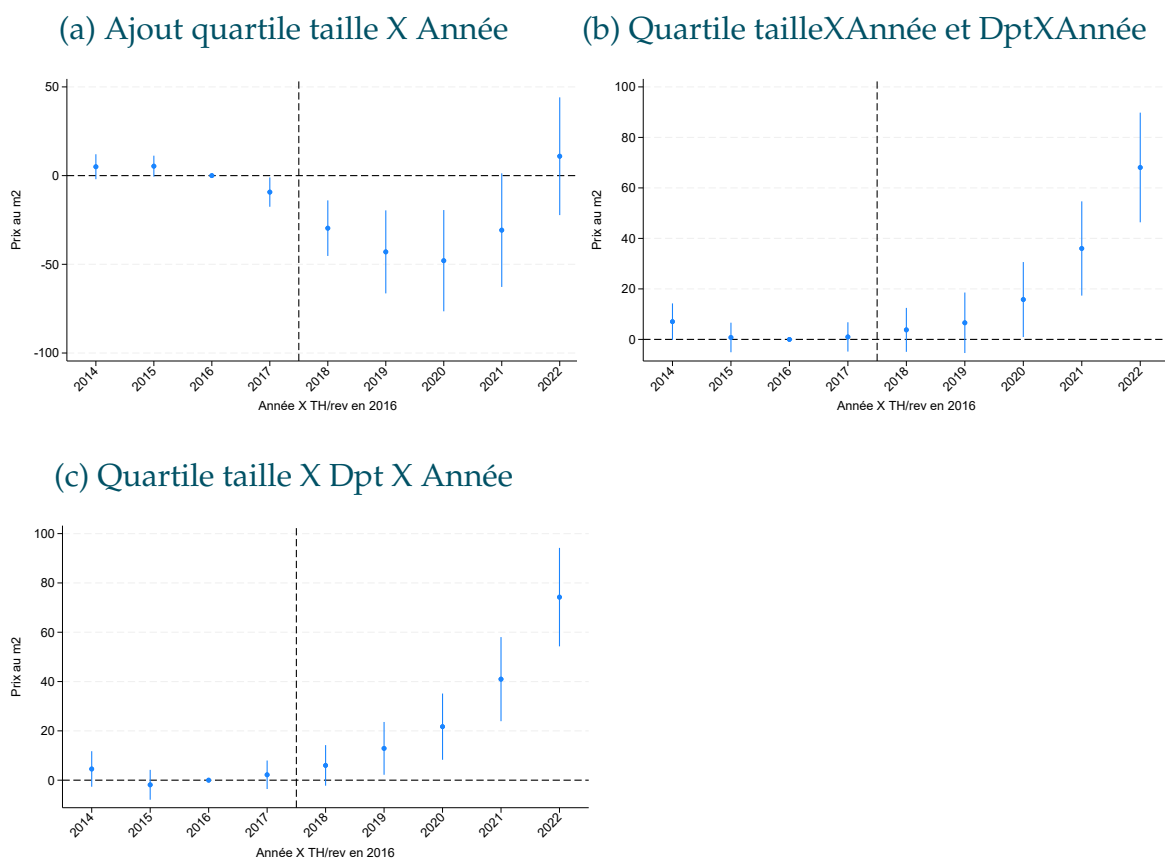
fixes taille X département X année, ce qui permet d'autoriser pour chaque taille de commune dans chaque département d'avoir sa propre tendance. La comparaison de notre intensité de traitement se fait donc au sein de groupe de communes de même taille et du même département. Dans cette spécification-là, nous trouvons un effet très proche de nos spécifications de résultats principaux.

Dans les cadres avec effets fixes département X année ou taille X département X année, les résultats sont cohérents et globalement significatifs malgré l'ajout de plusieurs autres effets fixes (annéeXlog foyer, villes côtières / montagne / touristique / qpv x année ...).

Un autre point d'attention particulier est la question des revenus. Notre mesure d'exposition à la réforme (TH/revenu) est en effet fortement liée au revenu de la commune (étant le dénominateur). Comme pour la question de la population, les effets fixes commune prennent normalement en compte les différences de niveau de revenus entre les commune. Néanmoins, il est possible que ces différences de niveau aient eu un effet spécifique sur la tendance des prix immobiliers. Nous proposons ainsi en annexe (figure A.14) une régression incluant soit effets fixes quartiles de revenus moyens dans la commune X année (avec des effets département X année) soit des effets fixes revenus moyens dans la commune X département X année. Nos effets estimés sont très similaires à nos résultats principaux (voir même légèrement supérieurs qu'en figure 5.6).

Enfin, un dernier point d'attention pour l'analyse de robustesse de nos effets porte sur le numérateur : le montant total de TH payé par les ménages sur la commune. Ce montant inclut également la THRS (et potentiellement THLV). Ce choix est fait pour plusieurs raisons, notamment car nous souhaitons regarder la base potentielle de la taxe d'habitation (une résidence secondaire aujourd'hui peut devenir une résidence principale l'année suivante). De plus, ce sont les mêmes taux qui s'appliquent. De plus, en utilisant les fichiers REI de 2016, la corrélation entre les montants totaux de TH et les montants totaux uniquement de THRP est de

FIGURE 5.10 – Question de la population



NOTE : Le graphique présente les coefficients de trois régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La première régression contient des effets fixes commune et des effets fixes quartile de taille X année. La deuxième régression contient des effets fixes commune, des effets fixes département X année et des effets fixes quartile de taille X année. La troisième régression contient des effets fixes commune, des effets fixes département X année X quartile de taille. Chaque régression est pondéré par le nombre de foyers en 2016. La ville de Paris est exclue dans les trois régressions. L'année de référence omise est 2016. Le clustering des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

à 99.8 %. Toutefois, nous pouvons quand même penser que pour certaines communes, il y a beaucoup de résidences secondaires et que pour cette raison notre mesure d'exposition à la réforme est forte tout comme les prix immobiliers. La figure A.15 montre que l'ajout de contrôles part de résidences secondaires dans la commune X année ne modifie pas les conclusions. La même figure montre qu'en utilisant uniquement la THRP pour le numérateur, les constats sont similaires. En-

fin, utiliser une autre mesure : le taux de TH de la commune (qui n'est qu'une approximation du poids de la TH dans la commune car ne prend pas en compte la valeur de la base) révèle également une corrélation positive (bien que le coefficient ne soit pas comparable à l'autre mesure).

## **5.5 Hétérogénéité et agrégation géographique**

Nous procédons à plusieurs analyses d'hétérogénéité. Dans un premier temps, nous regardons l'hétérogénéité par part de propriétaires occupants. Ensuite, nous regardons par taille de commune. Nous croisons ensuite ces deux dimensions ensemble.

Dans un second temps, nous étudions les hétérogénéités géographiques. Tout d'abord, en procédant à des agrégations géographiques (bassin de vie et zone d'emploi) pour voir si à ce niveau là, les intensité de traitement corréleront toujours à l'évolution des prix immobiliers. Ensuite, nous comparons les communes selon leur distance en termes de traitement à la commune dans leur bassin de vie qui avait la plus faible intensité de traitement. Enfin, nous regardons l'effet au sein de chaque bassin de vie et regardons si l'intensité de traitement est toujours révélatrice d'une évolution des prix plus dynamique.

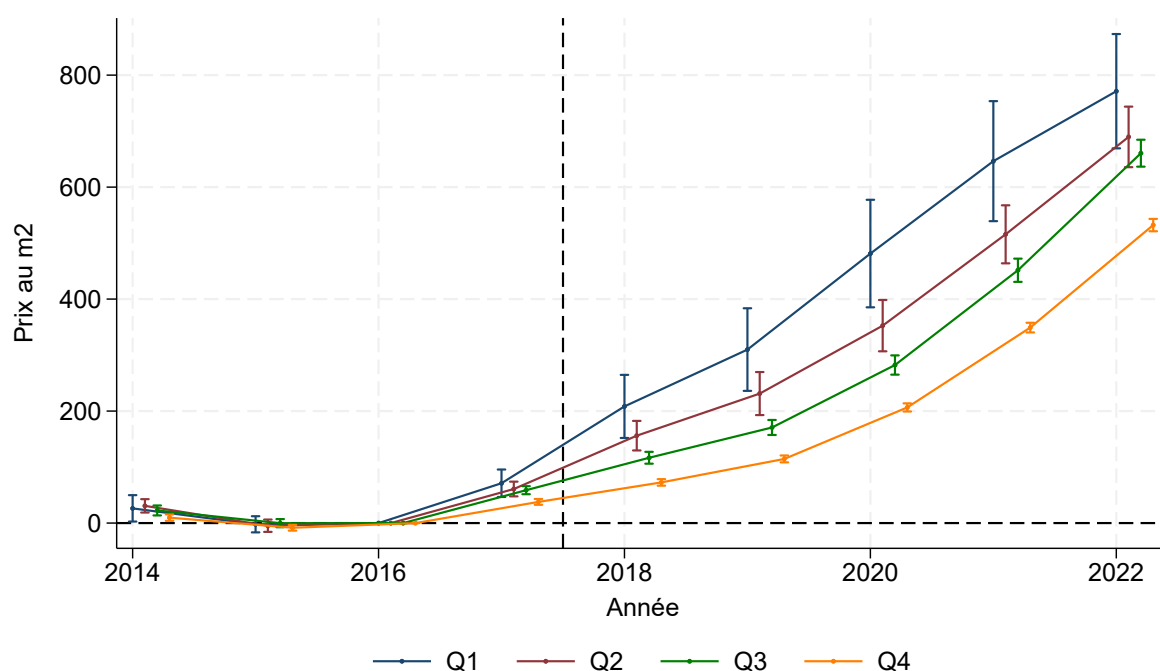
### **5.5.1 Part de propriétaires occupants**

Nous séparons les communes en fonction de la part des propriétaires occupants (en 2013) en quatre quartiles de taille égale. Nous procédons ensuite aux mêmes analyses que précédemment. L'objectif de cette analyse est de tester si la réactivité des prix immobiliers a été plus ou moins forte dans les communes avec des forts taux de propriétaires occupants.

Dans un premier temps, la figure 5.11 indique qu'en moyenne l'évolution des prix immobiliers a été plus modérée dans les zones avec le plus fort taux de pro-

priétaires occupants. Toutefois, la figure 5.12 montre que le lien (la corrélation statistique) entre la hausse des prix immobiliers et l'intensité de l'exposition à la réforme a été plus fort plus le taux de propriétaires occupants était élevé. La comparaison entre les deux panneaux 5.11 et 5.12 semble montrer que l'effet positif de la fin de TH n'est pas simplement un effet dû à la composition du parc immobilier de la commune (% de propriétaires occupants) et même qu'à l'inverse, la plus faible évolution des prix immobiliers dans les communes avec le plus de propriétaires occupants a été mitigée par le fait que ces communes ont plus réagi au traitement (fin de la TH). Ce que montre le panneau 5.12 est que l'effet est surtout présent et plus fort au sein des communes à fort taux de propriétaires occupants.

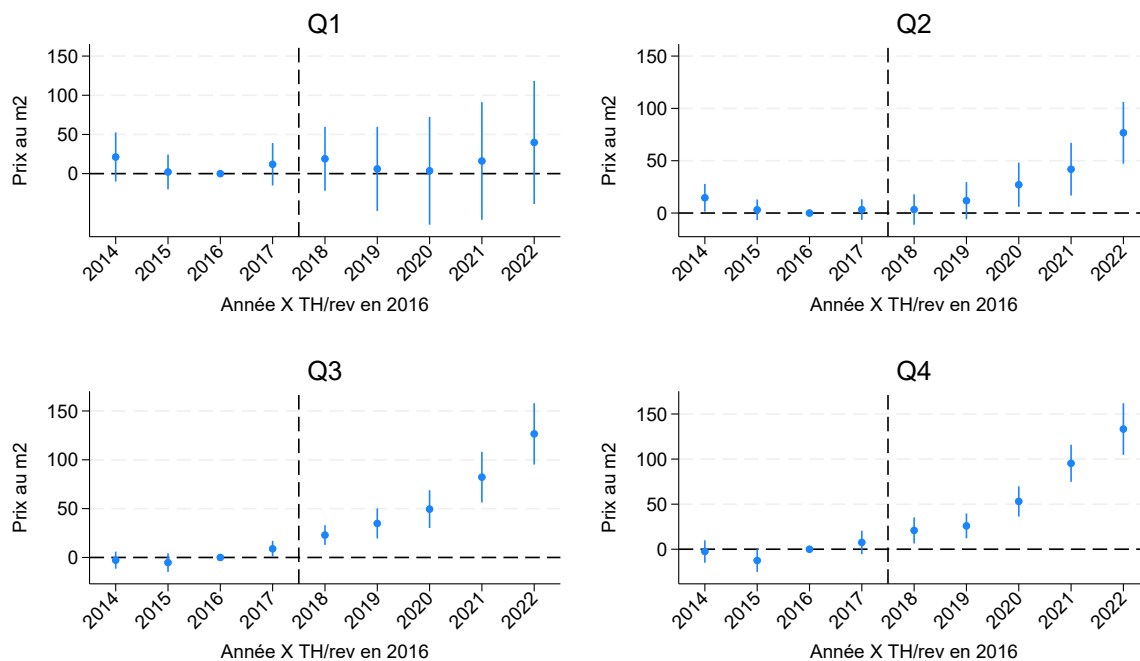
**FIGURE 5.11 – Evolution des prix par quartiles de propriétaires occupants**



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur le quartile du taux de propriétaire occupants. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

FIGURE 5.12 – Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une seule régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur le fait d'appartenir à un quartile du taux de propriétaire occupants interagi avec l'intensité de traitement (TH/revenus). Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et départementXannéeXquartile de propriétaires occupants. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le clustering des écarts types est au niveau commune.

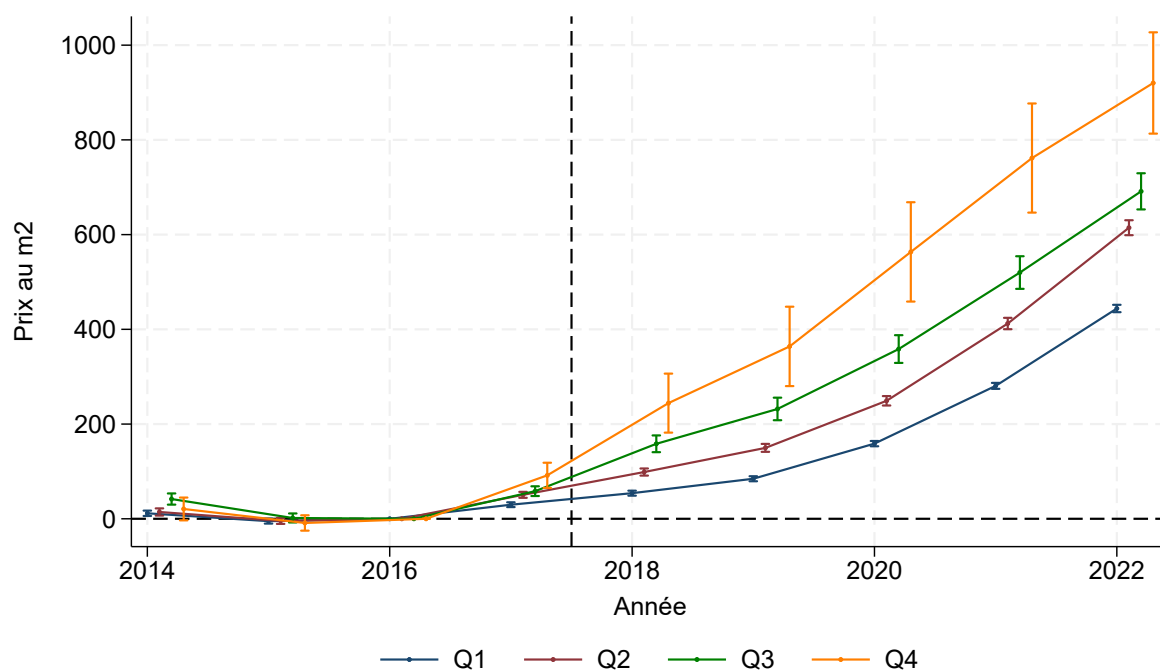
SOURCE : REI, Ircm et DVF.

## 5.5.2 Taille de commune

Nous procédons ensuite à une analyse d'hétérogénéité selon la taille de la commune. Dans la section précédente, nous avons vu que la taille était fortement corrélée au traitement. Cette analyse d'hétérogénéité permet de regarder au sein de chaque quartile de taille de commune. Si le panneau 5.13 montre que, de façon peu étonnante, les prix immobiliers ont évolué beaucoup plus fortement plus la commune est grande. Cela reflète à la fois une dynamique différente selon la taille de la commune, mais pourrait aussi refléter un effet de notre traitement (notre traitement étant corrélé à la taille). Le panneau 5.14 montre, quant à lui, que la

réaction au traitement est plus forte sur les plus petites communes mais le bruit statistique est très grand. Néanmoins ce résultat permet de montrer que l'effet sur l'échantillon complet n'est pas tiré uniquement par les grandes communes.

**FIGURE 5.13 – Evolution des prix par quartiles de nombre de foyers**



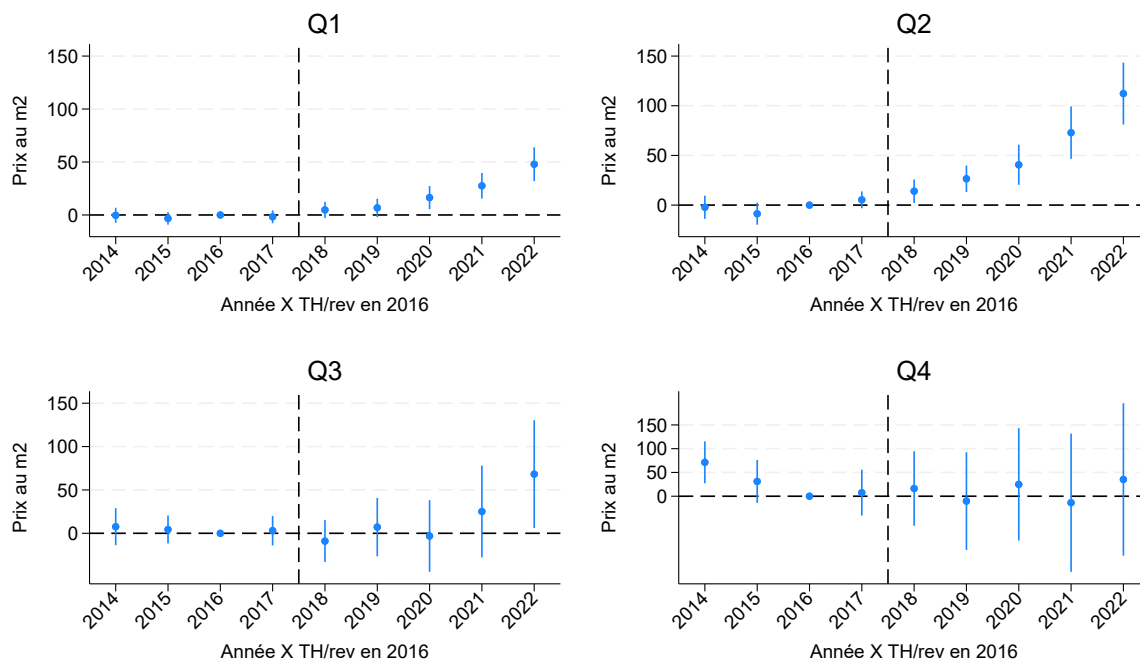
NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur le quartile du taux de taille de la commune. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

### 5.5.3 Taille de commune X % de propriétaires occupants

Enfin, nous avons regardé les deux précédentes dimensions ensemble (figure A.16 en annexe). Nous avons divisé les communes selon les deux médianes (population et part de propriétaires occupants), ce qui fait que les quatre groupes ne sont pas nécessairement de la même taille. En effet, les groupes avec le plus de population sont les groupes haut-bas et bas-haut. A part dans le cas au-dessus de la médiane de population et en-dessous de celle de part de propriétaire, les prix

FIGURE 5.14 – Hétérogénéité par taille de commune



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une seule régression linéaire des prix immobiliers dans la commune sur le fait d'appartenir à un quartile de taille de la commune interagi avec l'intensité de traitement (TH/revenus). Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95% associé. La régression contient des effets fixes commune et département X année X quartile taille de la commune. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le clustering des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

immobiliers semblent avoir réagi en fonction de l'intensité du traitement partout. L'effet semble particulièrement élevé dans les grandes communes avec en plus un fort taux de propriétaires occupants .

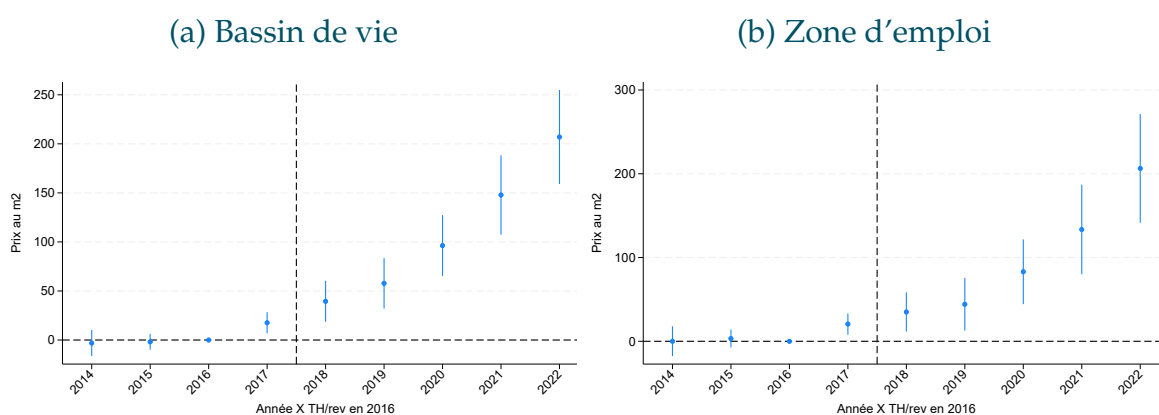
### 5.5.4 Géographique–Agrégation

Si l'unité d'observation choisie est la commune, c'est à la fois pour une raison logique (les taux d'imposition sont au minimum au niveau de la commune) et technique (la disponibilité des données est souvent au niveau de la commune). Aller à un niveau plus fin n'est pas forcément faisable ni souhaitable : en effet les



ménages sont mobiles et ne vivent ni ne travaillent pas forcément dans leur quartier. De plus, il n’y a pas de variation infra-communal de taux de taxe d’habitation. Il est en revanche intéressant de regarder à un niveau plus agrégé. L’Insee propose deux niveau d’observation intéressants : le bassin de vie et la zone d’emploi. Le bassin de vie a été construit pour constituer « le plus petit territoire sur lequel les habitants ont accès aux équipements et services les plus courants <sup>6</sup> ». Le bassin de vie est un ensemble cohérent de lieu de vie des habitants. La seconde unité géographique utilisé est la zone d’emploi. La zone d’emploi a été crée pour correspondre à une unité cohérente pour le marché de l’emploi, notamment fondée sur l’analyse des flux domicile-emploi. Les figures 5.15a, 5.15b, 5.16a et 5.16b proposent les mêmes régressions qu’au niveau communal mais à un niveau agrégé<sup>7</sup>. La corrélation entre le traitement et les prix immobiliers tient dans les deux cas et semble quantitativement plus importante.

**FIGURE 5.15 – Intensité du traitement à un niveau agrégé**



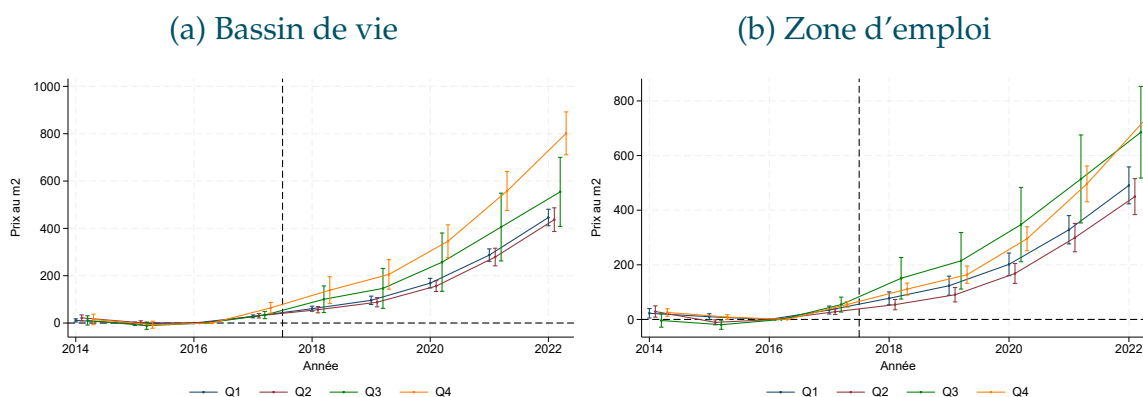
NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers sur l’intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La régression de gauche est au niveau du bassin de vie et celle de droite au niveau de la zone d’emploi. Les deux régressions contiennent des effets fixes unité géographique (BV ou ZE) et des effets fixes année. La zone incluant la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau unité géographique (BV ou ZE).

SOURCE : REI, Ircor et DVF.

6. Source : <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c2060>

7. Dans chaque de ces régressions la moyenne pondérée par le nombre de foyers des prix et du traitement est utilisée.

FIGURE 5.16 – Evolution des prix par quartiles de traitement à un niveau agrégé



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers sur les quartiles d'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression de gauche est au niveau du bassin de vie et celle de droite au niveau de la zone d'emploi. Les deux régressions contiennent des effets fixes unité géographique (BV ou ZE). La zone incluant la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau unité géographique (BV ou ZE).

SOURCE : REI, Ircor et DVF.

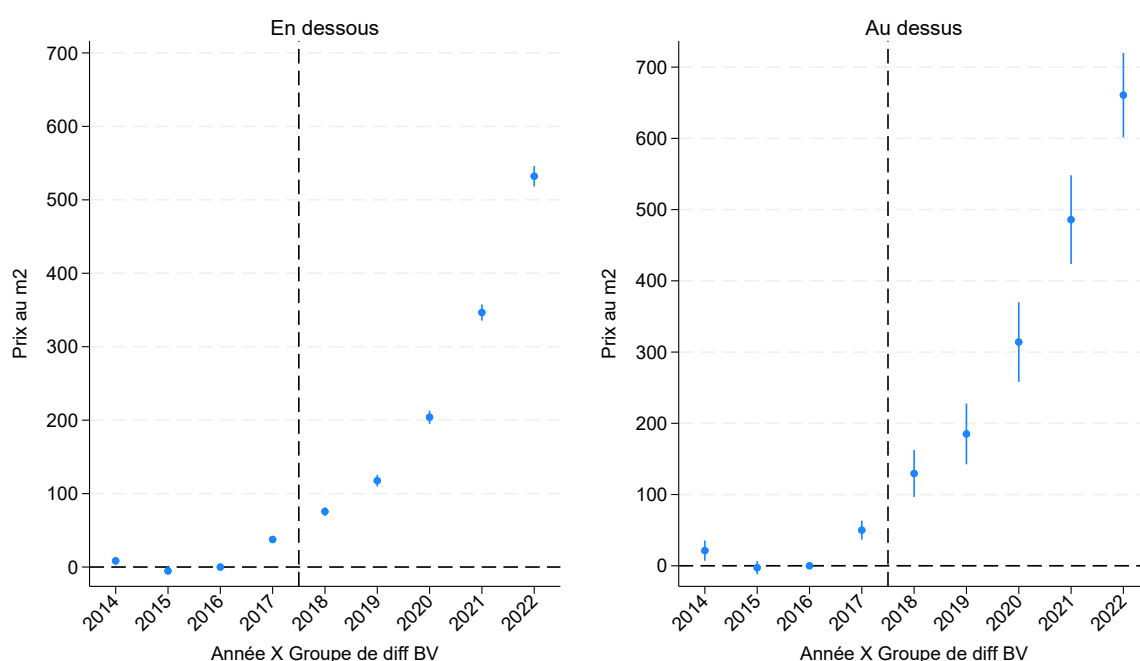
### 5.5.5 Géographique–Différence au sein du bassin de vie

L'hypothèse d'un impact de la baisse de la TH dans les prix immobiliers repose sur le fait que certains endroits deviennent relativement plus attractifs. Cependant, en cas de mobilité résidentielle, les ménages choisissent soit une commune proche de la leur ou dans le cas d'un déménagement plus éloigné, le ménage peut arbitrer entre plusieurs communes proches en fonction de leurs attractivités relatives. Ainsi, nous avons regardé la différence entre l'intensité de traitement (du poids de la TH) des communes par rapport au minimum de leur bassin de vie. Nous séparons ensuite l'échantillon entre les communes qui sont au-dessus de la médiane nationale (pondérée par la population) de la différence entre leur intensité de traitement et le minimum de leur bassin de vie<sup>8</sup>. La figure 5.17 montre que les prix

8. Ici la médiane est la médiane nationale appliquée à toutes les communes. Ainsi pour certains bassins de vie très homogènes en termes d'exposition à la réforme, toutes les communes seront en-dessous de la médiane. A l'inverse, dans un bassin de vie qui contient une commune très bas dans la distribution de l'intensité de traitement, toutes les autres communes de ce bassin de vie

ont légèrement plus évolué dans les communes au-dessus de la médiane. La figure 5.18 montre que la corrélation avec l'intensité de de traitement n'est que très légèrement plus élevée dans les communes au-dessus de la médiane de la différence au plus bas, mais ce n'est pas statistiquement significatif.

**FIGURE 5.17 – En-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV**



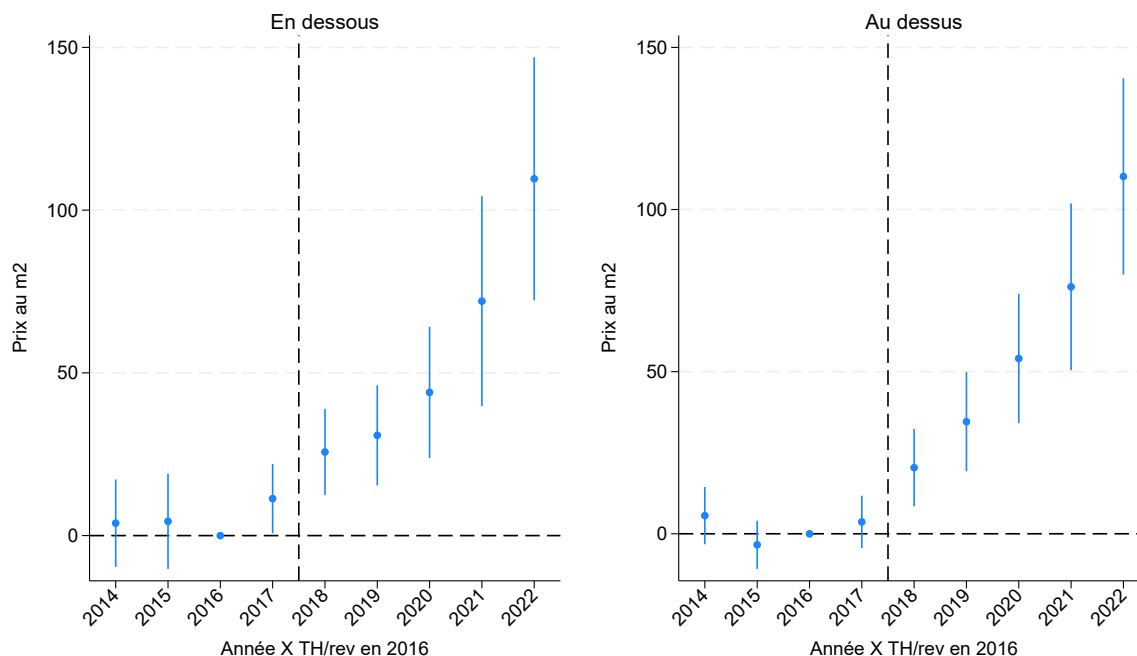
NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers sur le fait d'être une commune qui est au-dessus (à droite) ou en-dessous (à gauche) de la médiane nationale en terme de différence d'intensité de traitement (TH/revenus) à la commune à l'intensité de traitement la plus basse. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. Les deux régressions contiennent des effets fixes commune. Le bassin de vie incluant la ville de Paris est exclu de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

Nous procédons ensuite à une autre façon d'observer si au sein des bassins de vie, il y a une réaction différenciée au traitement. La carte 2.5 montre qu'il y a des corrélations géographiques de l'intensité de traitement. Il existe également de la corrélation géographique de l'attractivité et dynamique des prix. Ainsi, il

seront au-dessus de la médiane. Les résultats sont toutefois similaires si l'on procède à séparer les communes selon la médiane au sein de leur bassin de vie.

FIGURE 5.18 – n-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers sur l'interaction entre l'intensité de traitement. La première concerne les communes qui sont au-dessus (à droite) de la médiane nationale en terme de différence d'intensité de traitement (TH/revenus) à la commune à l'intensité de traitement la plus basse et la seconde pour celle au-dessus (à droite). Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes communes et départementXannée. Le bassin de vie contenant la ville de Paris est exclu de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

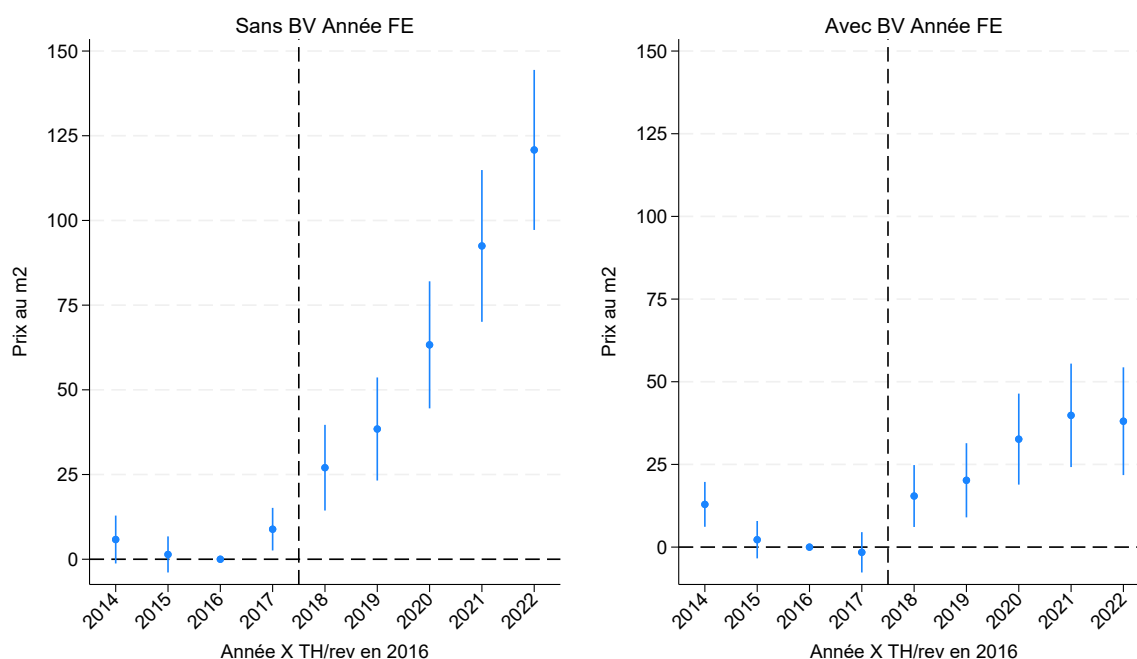
est possible que le niveau optimal d'observation géographique pour étudier la réforme de la taxe d'habitation soit le bassin de vie, car au sein d'un même bassin de vie, il n'y aurait aucune hétérogénéité de traitement des communes.

La figure 5.19 propose alors deux régressions qui estiment notre équation 3.1. La première sans contrôle pour des effets fixes BVxAnnée<sup>9</sup> et l'autre avec. On compare la force de la corrélation entre les coefficients purgés et non purgés des effets fixes BVxAnnée. Ce que l'on observe c'est que certes, l'effet diminue fortement

9. C'est donc à une différence près le même résultat qu'en figure 5.5, à l'exception près qu'en figure 5.5 nous excluons la ville de Paris uniquement, alors qu'en figure 5.19 nous excluons tout le bassin de vie parisien.

lorsque l'on ajoute les effets fixes BVxAnnée. Néanmoins la corrélation reste statistiquement significative. C'est-à-dire que même en contrôlant pour des évolutions par bassin de vie, au sein de ces bassin de vie, les prix immobiliers ont augmenté plus dans les communes les plus traitées. Ces résultats suggère un équilibrage lié à la modification de l'attractivité des communes au sein des bassins de vie.

**FIGURE 5.19 – BV ou commune**



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression de gauche contient des effets fixes commune et des effets fixes année. La régression de droite contient des effets fixes commune et des effets fixes bassin de vie X année. Le bassin de vie parisien est exclu des deux régressions. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le clustering des écarts types est au niveau commune.  
SOURCE : REI, Ircm et DVF.



# CHAPITRE 6

## EFFETS SUR LES LOYERS

Dans un second temps, nous regardons l'effet de la réforme de la taxe d'habitation non pas sur les prix à l'achat mais sur les prix des loyers.

Nous procédons d'abord par la présentation des données de loyers (section 6.1). Ensuite nous présentons nos résultats principaux en section 6.2, suivi par une discussion des résultats (section 6.3) et enfin les analyses d'hétérogénéité (section 6.4).

### 6.1 Données

Les données mobilisées pour cette analyse sont des données issues du travail de Chapelle et Eyméoud (2022). Ces données ont été collectées sur des sites internet d'annonces immobilières (SeLoger.com et leboncoin.fr). Ces données correspondent donc aux nouvelles offres de loyers, les offres plus récentes et non pas sur le stock actuel des loyers en France. Cette source de données se concentre également uniquement sur le parc locatif privé. L'avantage de ces données (au delà d'être les seules à exister sur une si grande partie de la France et avec un recul temporel important) est que, se concentrant sur les nouvelles offres, elles représentent la partie des loyers la plus réactive du marché. Cependant, le défaut est

qu'elles ne sont pas représentatives des loyers des français en général, seulement des nouveaux loyers. Enfin, ces données portent sur les loyers proposés qui ne sont pas forcément les loyers effectivement contractualisés.

Ces données disposent, pour chaque commune, de trois prix différents : le prix moyen, le prix médian et un indice de prix (indice hédonique des prix de location à qualité spatiale constante). Dans les analyses suivantes, nous nous concentrerons sur les prix moyens. Les données à notre disposition vont de 2016 à mi-2021. Sur ces six ans, une commune est présente en moyenne 4,35 fois. En 2016, ces données couvrent à peu près 73 % des communes. La part de communes couvertes chaque année oscille entre 73 et 90 % (excepté 2021 où ce chiffre tombe à 50 %). Enfin, environ 94 % des communes apparaissent au moins une fois.

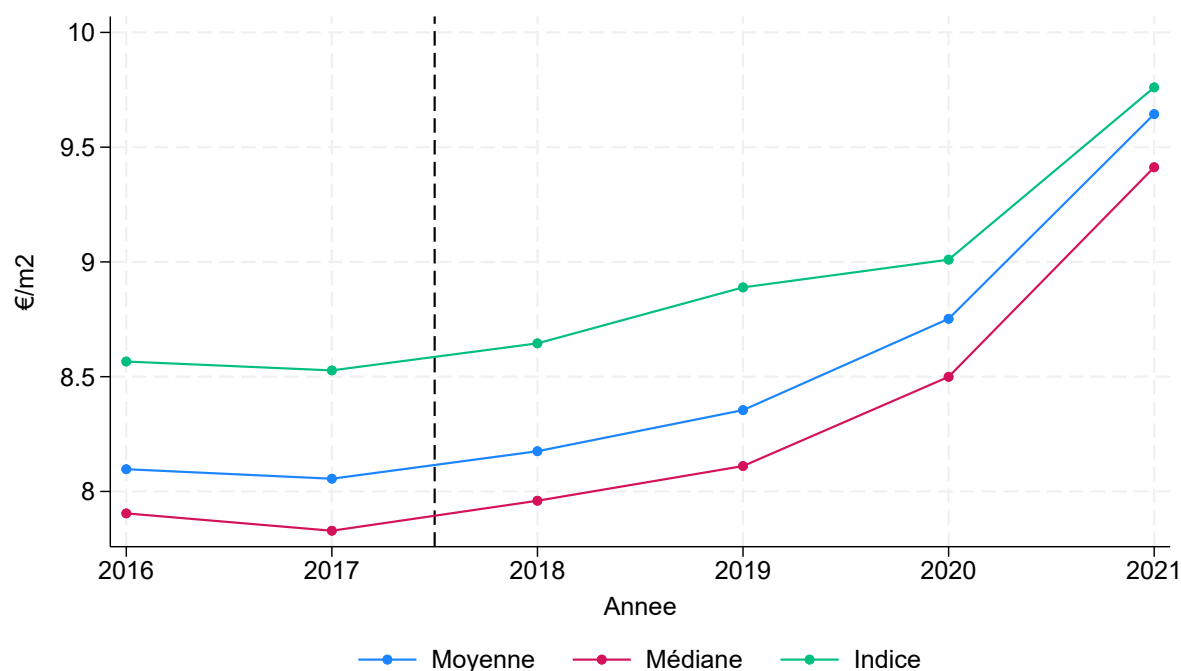
La figure 6.1 montre l'évolution des trois indicateurs de loyers. Si pour les trois on observe une tendance globale à la hausse, la moyenne et la médiane ont des tendances parallèles alors que l'indice semble dévier des deux autres lors des années récentes<sup>1</sup>. Nous gardons pour l'ensemble du rapport le prix moyen car il nous semble plus représentatif de l'évolution réelle des prix et un concept plus simple à appréhender.

---

1. La raison pour laquelle celui-ci dévie n'est pas évidente, il pourrait s'agir d'un effet Covid et/ou d'un changement de type de biens proposés à la location.



FIGURE 6.1 – Evolution des prix des loyers



NOTE : Le graphique présente les évolutions moyenne année par année des trois mesures de loyers. Ce graphique n'est pas pondéré.

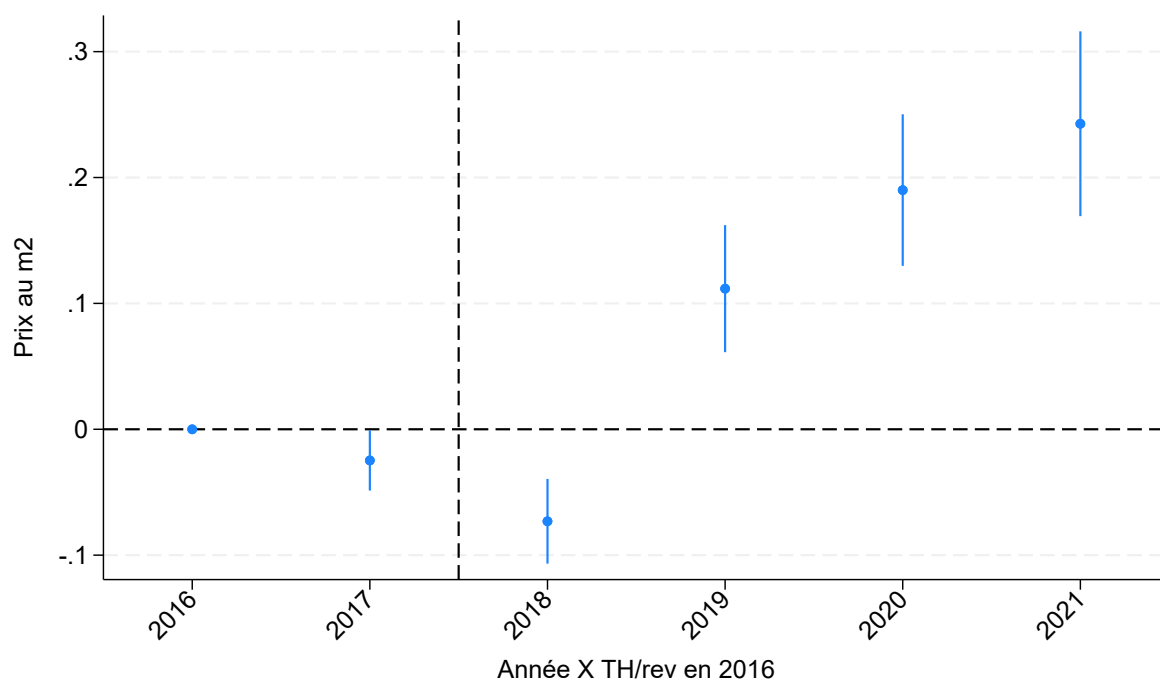
SOURCE : Chapelle et Eyméoud (2022).

## 6.2 Résultats

Pour les loyers, les mêmes stratégies empiriques d'identification que pour les prix immobiliers sont adoptées. La figure 6.2 montre la corrélation dans le temps entre l'intensité de traitement et le prix au m<sup>2</sup> des loyers (équation 3.1). La figure 6.2 coupe en quartiles d'exposition au traitement les communes et montre l'évolution des prix des loyers (équation 3.2). Dans les deux cas, on observe une augmentation plus importante des loyers dans les communes les plus concernées par la baisse de TH. Cependant, on remarque que l'effet commence plus tardivement (2019) que pour les prix à l'achat. Cela est peut-être dû au fait que le marché locatif peut s'adapter moins vite car dépend de la fin des baux précédents ou alors un effet imputable à la collecte des données et au fait qu'en 2018 certains biens à la location sont peut-être des biens restants de l'année précédente. Les effets semblent

également quantitativement moins forts que pour les prix immobiliers. Ainsi, pour un effet de +0,2€ au m<sup>2</sup> par rapport à un loyer moyen de 12€ : une commune traitée par 1 % de plus de TH/revenu, doit s'attendre à une augmentation de loyers de 1,7% tandis que pour la même année (2021) on s'attend plus à un effet de 2,5/3% pour les prix immobiliers.

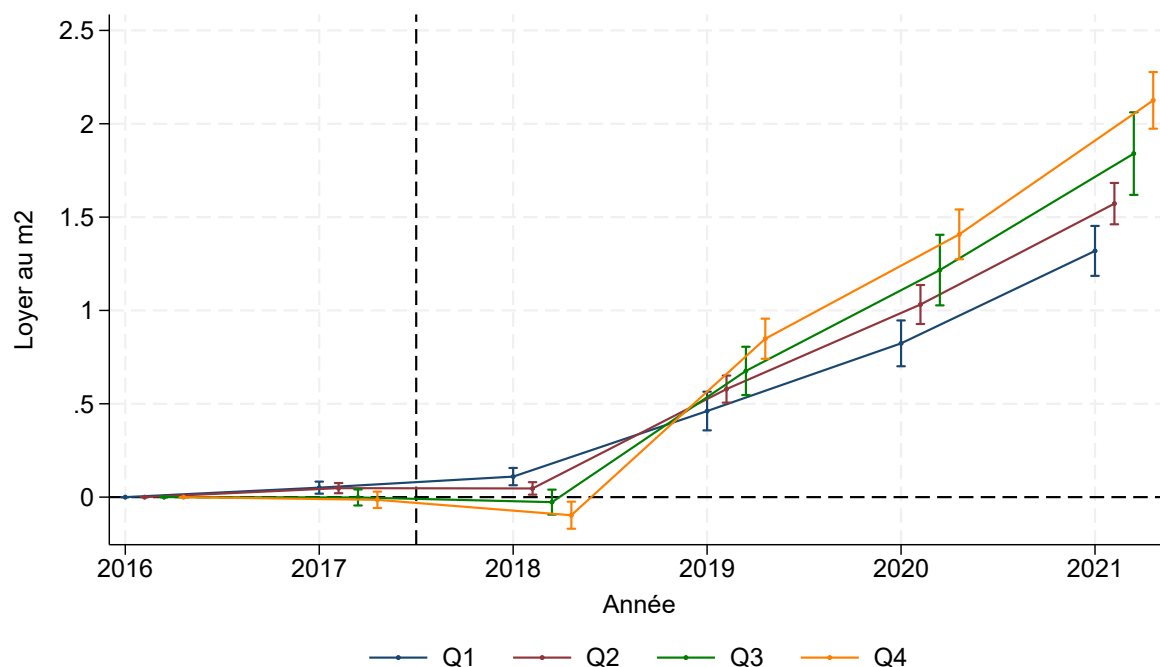
FIGURE 6.2 – Loyer moyen



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des loyers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95% associé. La régression contient des effets fixes commune et des effets fixes année. La ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

FIGURE 6.3 – Loyer moyen : par quartiles



NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une régression linéaire des loyers dans la commune sur le quartile d’intensité de traitement (TH/revenu). Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune. SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

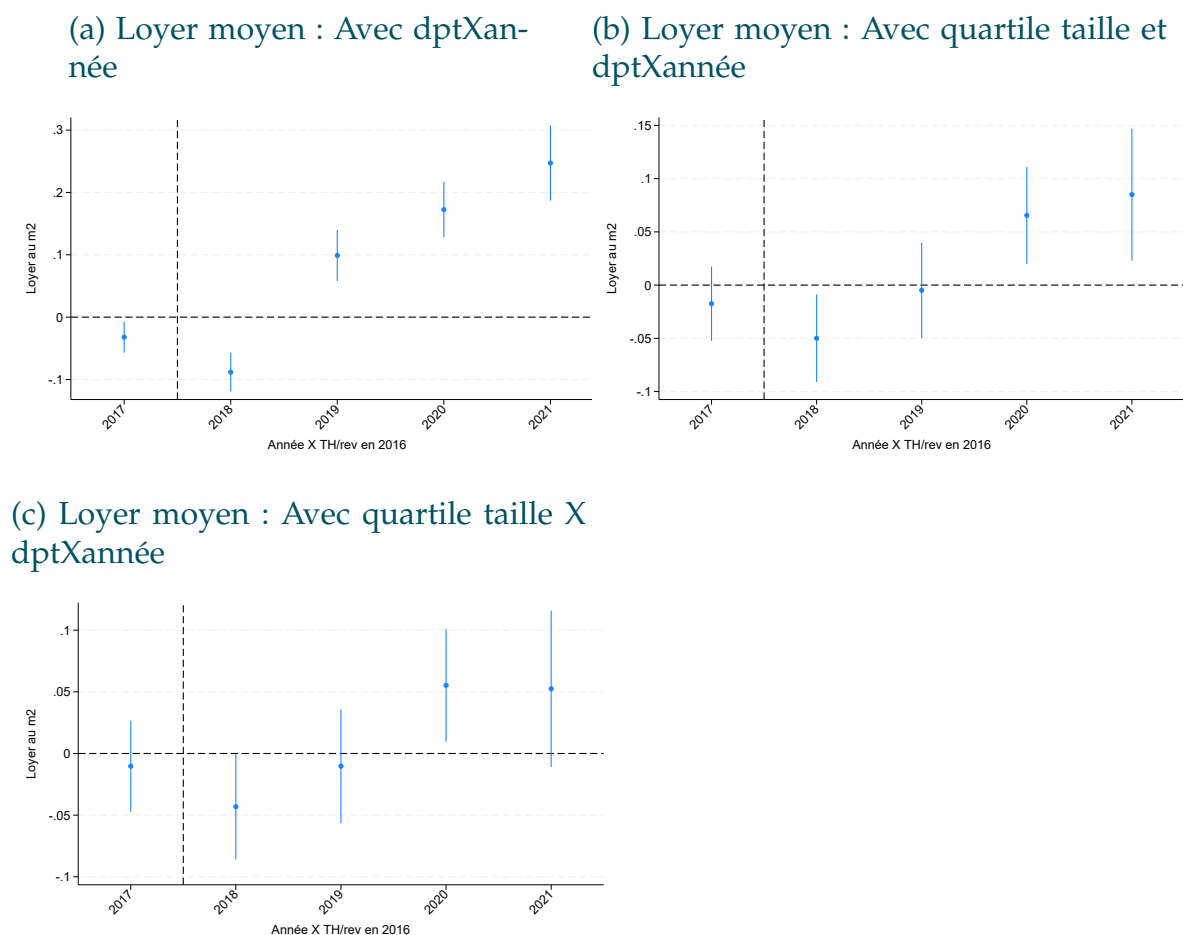
### 6.3 Discussion des résultats

De la même façon que pour l’analyse sur les prix immobiliers, l’effet mesuré sur les loyers pourrait en partie être un effet de composition ou sujet à des biais de variables omises (comme la population). Sans pouvoir entièrement éliminer ces hypothèses, nous ajoutons d’abord un effet fixe départementXannée à la régression 6.4a auquel on ajoute un quartile de taille de commune X année dans le panneau 6.4b : la corrélation, bien que moins forte et plus tardive, survit à cette spécification plus exigeante. Enfin, en figure 6.4c, on a un effet fixe départementXtailleXannée ce qui diminue encore la significativité des résultats mais semble tout de même indiquer une relation croissante.

Notre mesure d'exposition à la réforme étant liée aux revenus dans la commune, nous présentons également en annexe, des régressions contrôlant pour des tendances différenciées par niveau de revenus moyens sur la commune en 2016 (figure A.17). Les résultats sont robustes à ces spécifications.

Enfin, nous présentons en annexe (figure A.18) la robustesse à l'ajout de contrôles pour la part de résidences secondaires et ou des mesures alternatives d'exposition au traitement.

FIGURE 6.4 – Robustesse loyers



NOTE : Le graphique présente les coefficients de trois régression linéaire des loyers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La première régression contient des effets fixes commune et des effets fixes départementXannée. La deuxième régression contient des effets fixes commune, des effets fixes départementXannée et des effets fixes quartile de taille X année. La troisième régression contient des effets fixes commune, des effets fixes départementXannéeXquartile de taille. Chaque régression est pondéré par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.  
SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

## 6.4 Hétérogénéité et agrégation

### 6.4.1 Agrégation au BV/ZE

Nous procédons aux mêmes agrégations géographiques que pour les prix immobiliers : au niveau du bassin de vie et de la zone d'emploi (figure A.19a et A.19b

en annexe). Les effets sont qualitativement similaires au niveau bassin de vie qu'à la commune. Cependant, on n'observe pas d'effet au niveau de la zone d'emploi. Cela s'explique par la perte de pouvoir statistique à ce niveau et à l'augmentation du bruit statistique lié aux valeurs manquantes (plus fréquentes que pour les biens à l'achat).

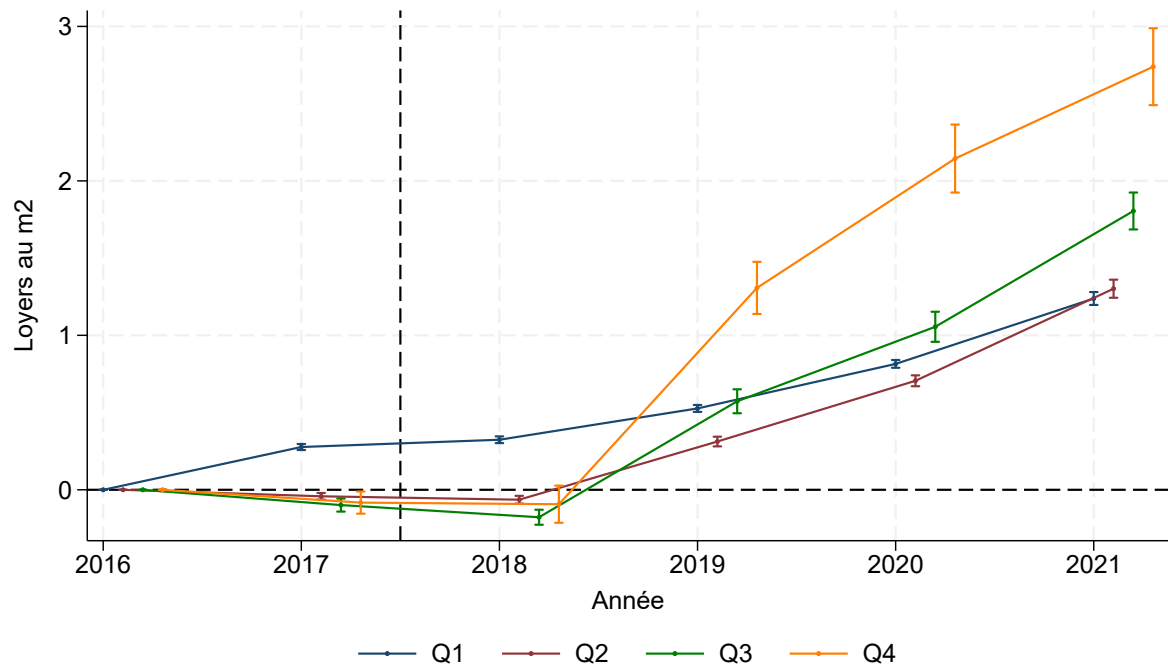
### **6.4.2 Hétérogénéité par niveau initial de loyers**

Une première analyse d'hétérogénéité porte sur les différences selon les niveaux initiaux de loyers dans les communes. Les communes sont divisées en quartiles selon leur niveau de loyers en 2016. Ce sont les communes avec initialement les loyers les plus élevés qui ont vu les prix augmenter le plus (figure 6.5). Cependant c'est plutôt pour les quartiles 2 et 3 que la corrélation avec l'intensité de traitement est la plus forte. Cependant, on observe un fort effet de retour à la moyenne : les communes ayant les loyers les plus faibles en début de période, ont statistiquement beaucoup de chances de monter et inversement pour les communes avec les loyers les plus élevés. Ce biais de retour à la moyenne diminue donc beaucoup la possibilité d'aboutir à une conclusion sur cette dimension d'hétérogénéité.

### **6.4.3 Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013**

Nous étudions également l'hétérogénéité selon les quartiles de part de propriétaires occupants. C'est dans les villes avec la plus faible part de propriétaires occupants que les loyers ont le plus augmenté (figure 6.6). Cependant, à l'inverse c'est plutôt là où il y avait un fort taux de propriétaires occupants que la corrélation avec le traitement est la plus forte (figure 6.7).

FIGURE 6.5 – Hétérogénéité par niveau initial de loyers (pondéré et sans Paris)



NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des loyers dans la commune sur le quartile du niveau des loyers en 2016. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.  
SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

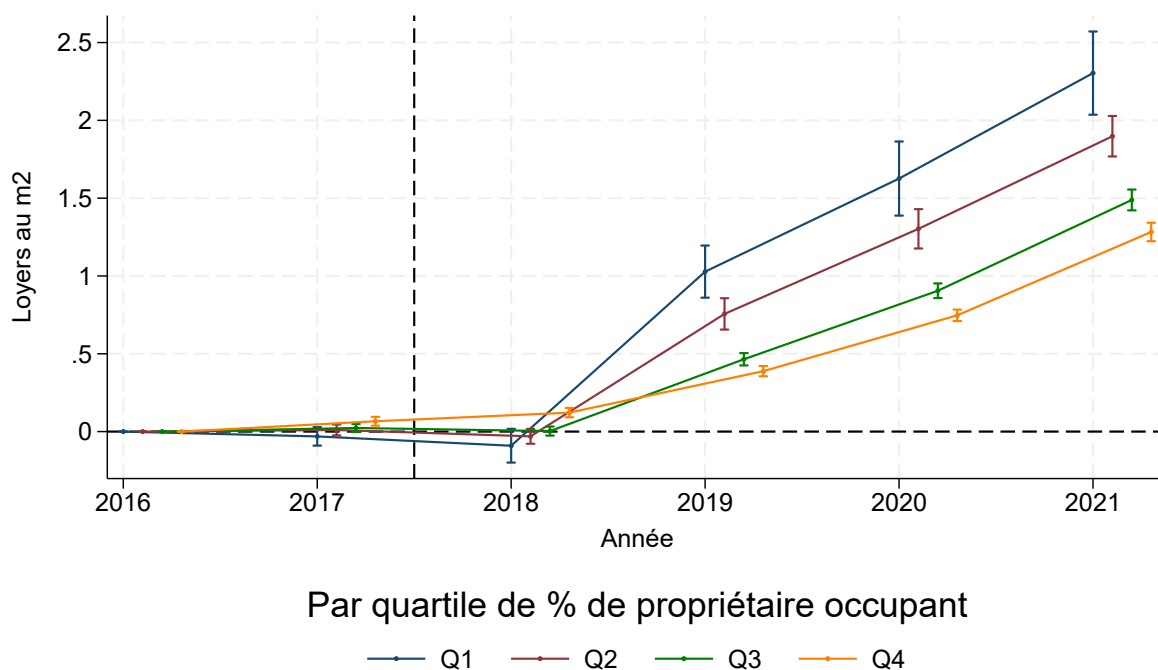
#### 6.4.4 Hétérogénéité par taille de commune

Lorsque l'on regarde l'hétérogénéité par taille de commune, les loyers ont plus augmenté dans les plus grandes villes (figure 6.8). Cependant, la division en quartile ne permet pas de voir de vraie hétérogénéité dans la corrélation avec le traitement (figure 6.9).

#### 6.4.5 Hétérogénéité géographique

Les prix ont plus fortement évolué dans les communes qui étaient au-dessus de la médiane nationale de la différence d'intensité de traitement (TH/revenu) au

**FIGURE 6.6 – Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013 (pondéré et sans Paris)**



NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une régression linéaire des loyers dans la commune sur le quartile de la part de propriétaires occupants. Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune. SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

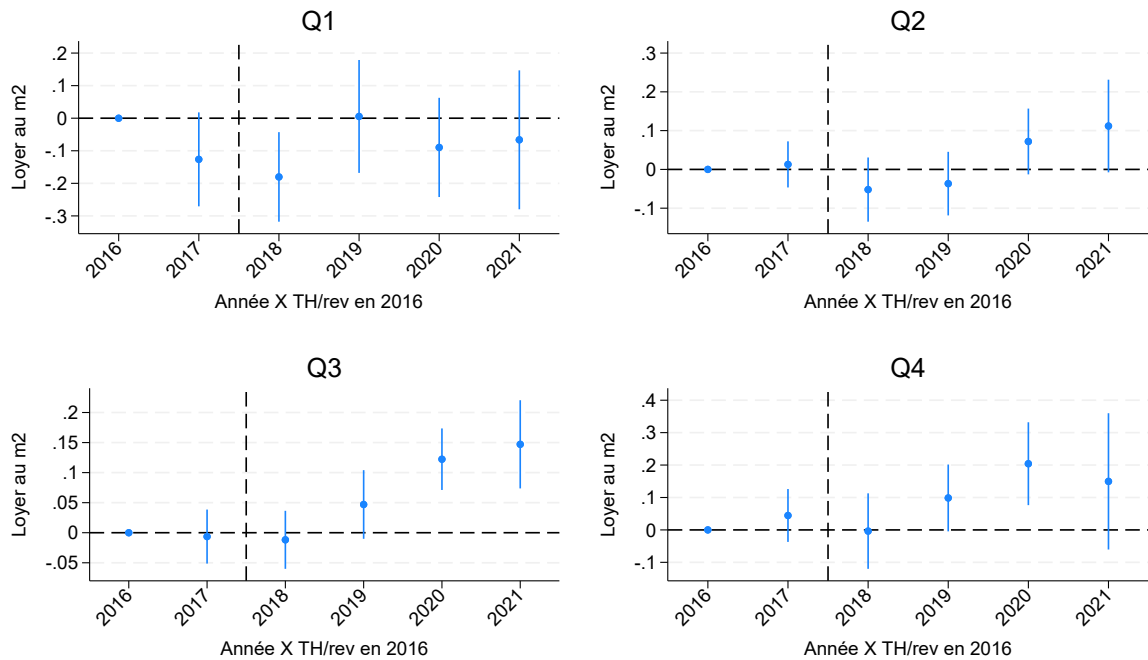
plus bas de leur bassin de vie (figure A.20 en annexe)<sup>2</sup>. La corrélation au traitement, pour un point de pourcentage de TH/revenu en plus, est similaire dans les deux cas (figure A.21 en annexe).

Pour le marché du locatif, il semble que l’impact s’est clairement plus focalisé au sein du bassin de vie. En effet, l’ajout d’effet fixes BVxannée ne modifie que très légèrement la corrélation entre traitement et évolution des loyers. En effet les coefficients de la figure 6.10 ne sont que légèrement plus bas dans le panneau de droite avec les effets fixes BVXannée. Cela suggère qu’à l’inverse des prix immobi-

2. Les résultats sont similaires si l’on procède à séparer les communes selon la médiane au sein de leur bassin de vie plutôt que de séparer selon la médiane nationale de différence au plus bas du bassin de vie.



FIGURE 6.7 – Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013 (pondéré)

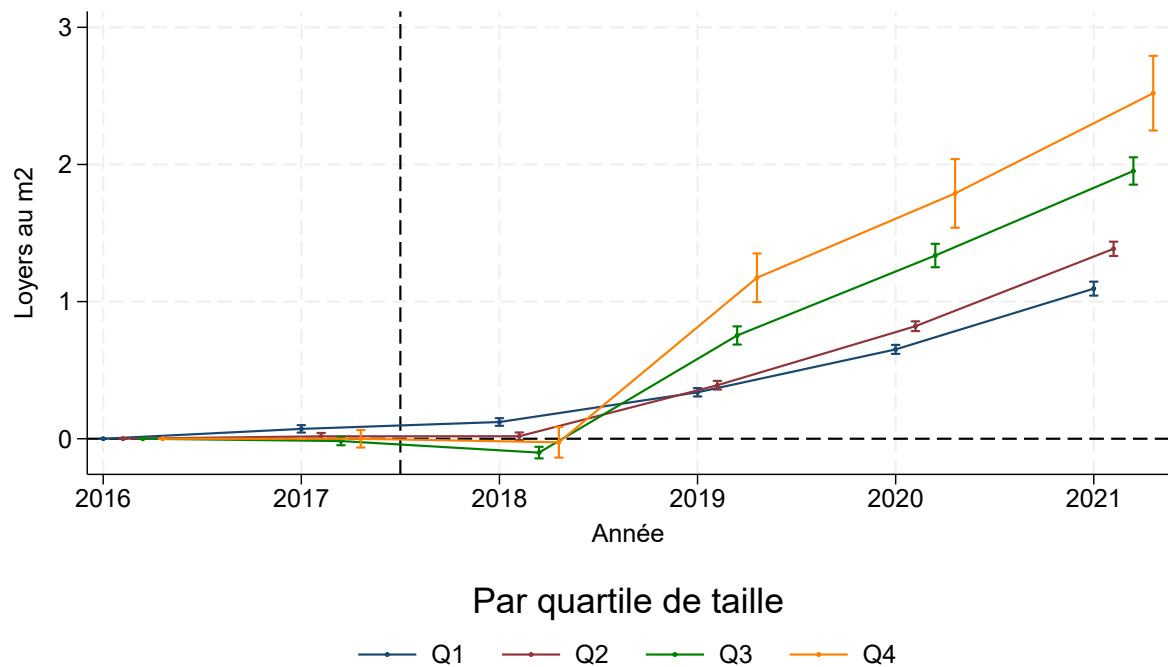


NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une seule régression linéaire des loyers dans la commune sur le fait d’appartenir à un quartile de taux de propriétaires occupants interagi avec l’intensité de traitement (TH/revenus). Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et départementXannéeXquartile taux de propriétaires occupants. La ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

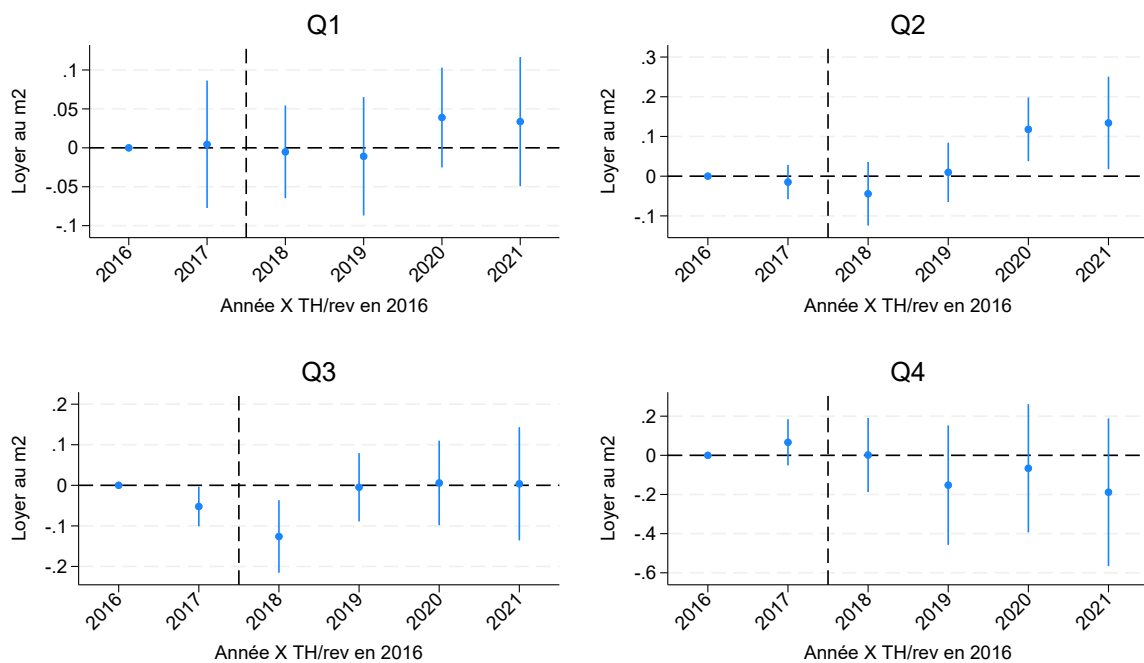
liers les effets sur les loyers se sont géographiquement concentrés entre communes du même bassin de vie.

FIGURE 6.8 – Hétérogénéité par taille de commune



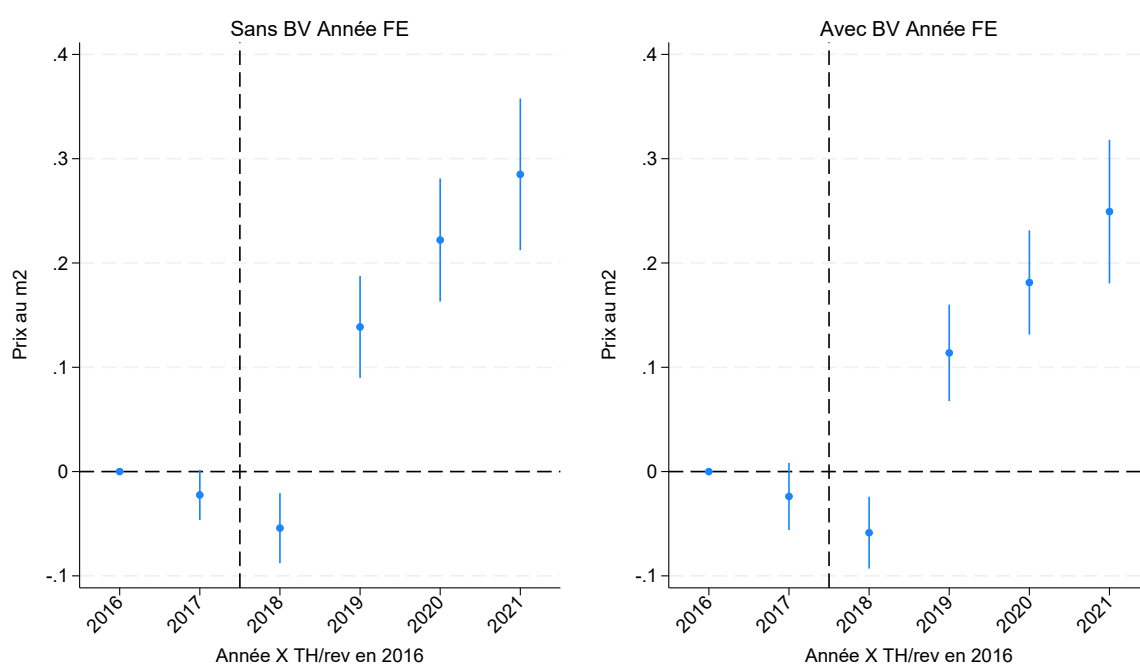
NOTE : Le graphique présente les coefficients d'une régression linéaire des loyers dans la commune sur le quartile de taille de la commune. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.  
 SOURCE : REI, Ircor et Chapelle et Eyméoud (2022).

FIGURE 6.9 – Hétérogénéité par taille de commune



NOTE : Le graphique présente les coefficients d’une seule régression linéaire des loyers dans la commune sur le fait d’appartenir à un quartile de taille de la commune interagi avec l’intensité de traitement (TH/revenus). Les points représentent les coefficients et les bornes l’intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes commune et départementXannéeX-quartile taille de la commune. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L’année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.  
 SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

FIGURE 6.10 – BV ou commune



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des loyers sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression de gauche contient des effets fixes commune et des effets fixes année. La régression de droite contient des effets fixes commune et des effets fixes bassin de vie X année. Le bassin de vie parisien est exclu des deux régressions. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le clustering des écarts types est au niveau commune.  
 SOURCE : REI, Ircm et Chapelle et Eyméoud (2022).

## 6.5 Discussion de la quantification des effets de la réforme sur les prix à l'achat et à la location

Les résultats du chapitre 5 suggèrent qu'une partie de la baisse de taxe d'habitation s'est vue capitalisée dans les prix de l'immobilier. Nous cherchons maintenant à quantifier l'ampleur de cette capitalisation. Si la réforme est perçue comme permanente, nous pouvons estimer la part que la hausse des prix induite par la réforme représente par rapport à une situation de capitalisation totale de la variation de taxe d'habitation dans les prix immobiliers. Pour calculer le montant de variation des prix immobiliers sous l'hypothèse de capitalisation totale, nous effectuons un calcul de capitalisation avec taux d'escompte (comme au chapitre 6 de Adam et al. (2020) pour le Royaume-Uni). Pour une augmentation d'un point de pourcentage du revenu (soit environ 250 euros), en 2020 le prix au mètre carré augmente de 40 à 50 euros<sup>3</sup>.

L'estimation de la part des gains de la réforme capitalisée dans les prix dépend du taux d'escompte retenu, et donc *in fine* d'une hypothèse sur la source de financement du mètre carré marginal acquis par les ménages grâce aux gains. Nous retenons comme scénario central un taux d'escompte de 0,7%, correspondant au taux des OAT à 10 ans en décembre 2017, ce qui revient à faire l'hypothèse d'un financement par de l'apport des ménages acquéreurs, et présente l'avantage de considérer un taux d'escompte sans risque. Dans ce scénario central, la part des gains capitalisée dans les prix est de 12%. Si l'on fait l'hypothèse polaire que les ménages financent le mètre carré marginal par l'emprunt, et que l'on retient un taux d'escompte de 2% correspondant au taux moyen des emprunts immobiliers à 25 ans en 2017, la part des gains capitalisée dans les prix passe à 33%. Cette part constitue largement une borne haute, puisque les achats immobiliers se

---

3. Nous prenons une surface moyenne d'environ 92m<sup>2</sup> pour un logement en France (Boutchnik et al., 2022).

font rarement sans apport, et que ce taux reflète partiellement le risque inhérent à l'emprunt. Si l'on regarde un an plus tard, en 2021<sup>4</sup>, les niveaux de capitalisation atteignent respectivement 17 et 48 % selon l'hypothèse retenue<sup>5</sup>.

Pour les nouveaux loyers, l'augmentation de 0,2 euros au mètre carré en 2020 implique une incidence en faveur des propriétaires d'environ 53 % pour 55,7m<sup>2</sup> (la moyenne)<sup>6</sup>.

Enfin, il n'est pas vraiment possible avec les informations dont nous disposons d'allouer et décomposer le coût de la réforme en termes de gagnants et perdants. Ce que l'on peut dire c'est que les locataires bénéficient d'une augmentation de leur revenus (et donc de pouvoir d'achat) plus ou moins forte selon l'incidence (l'autre partie profitant aux propriétaires bailleurs). Les propriétaires occupants ont également un gain de revenu disponible dans la mesure où ils gardent le même bien. S'ils vendent, les propriétaires occupants bénéficient plutôt de l'effet prix. A l'inverse, les primo-accédants sont plutôt à ranger du côté des perdants de la réforme à cause de la capitalisation dans les prix qui rogne une partie de leurs gains de revenu<sup>7</sup>.

---

4. Étant donné le mode de collecte des données, nous ne prenons pas le millésime 2022 pour la quantification car la base n'est pas encore complète et donc potentiellement sujette à des biais.

5. À noter que nous observons un effet croissant et donc une capitalisation qui n'est pas immédiate. Une publication de la DG Trésor (Trésor, 2017) a déjà remarqué que l'élasticité du revenu disponible des ménages à l'investissement est croissante avec le temps et n'atteint son niveau de long terme qu'à plus de 5 ans. De plus, le déroulé progressif de la réforme pourrait également expliquer cette croissance.

6. Source : Chapelle et Eyméoud (2022).

7. Un papier récent de Fagereng et al. (2023) propose un cadre théorique et empirique de l'aspect redistributif du à la variation de valorisation de biens. Ils montrent que c'est au moment des transaction que la redistribution se fait entre les acheteurs et les vendeurs (une hausse de la valorisation profitant ainsi aux vendeurs et inversement pour une baisse).

# CHAPITRE 7

## EFFETS SUR LA MOBILITÉ RÉSIDEN­TIELLE

Ce chapitre étudie les effets de la réforme sur les comportements des ménages, principalement sur la question de la mobilité résidentielle. Dans un premier temps, le chapitre documente les sources de données mobilisées (section 7.1). Dans un second temps, le chapitre présente les stratégies empiriques adaptée aux trois différentes sources de données (section 7.2). Enfin le chapitre commente les différents résultats (7.3).

### 7.1 Données

Nous utilisons trois sources de données avec chacune des avantages et inconvénients.

La première base de données est l'enquête revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee. L'ERFS contient à la fois des éléments d'enquête et de sources fiscales sur les revenus et impôts payés par le ménage. Ainsi, cette source a l'avantage d'inclure le revenu fiscal de référence (RFR) des ménages ainsi que la taxe d'habitation effectivement payée par le foyer fiscal. Ces informations permettent ainsi d'observer effectivement la discontinuité sur les revenus pour la réforme de la taxe d'habitation. De plus, la base contient des informations sur le logement (loyers,

surface et localisation). La base est partiellement panéalisée, on peut suivre environ 50 % des ménages pendant deux ans. Les inconvénients de cette enquête sont sa taille et la faible profondeur historique du panel. Le tableau A.2 en annexe fournit des statistiques descriptives de la base de données utilisée (pour l'année 2018). Les millésimes 2014 à 2020 sont utilisés dans ce rapport.

Une autre base de données utilisée est l'enquête sur les statistiques sur les ressources et conditions de vie (SRCV). Cette source comporte également des éléments d'enquête et des données fiscales. Cependant, le désavantage principal de cette base est que revenu fiscal de référence (RFR) n'est pas présent sur cette base tandis que le montant de TH l'est. L'enquête est panelisée sur une assez longue période (jusqu'à 10 ans) mais le nombre d'observations est assez faible. La table A.3 en annexe décrit, pour l'année 2018, la base de données. Pour les analyses, nous utilisons les millésimes 2012 à 2020. Un avantage de cette base de données par rapport aux autres (outre sa panélisation) est le fait qu'elle inclut des variables d'enquête telle que la satisfaction dans le logement<sup>1</sup>.

La dernière source de données est Fidéli (Fichiers DÉmographiques sur les Logements et les Individus). Le Fichier démographique sur les logements et les individus (Fidéli) produit par l'Insee est une base d'origine fiscale, à représentation exhaustive de la population française. Fidéli est issue des fichiers de déclaration d'imposition sur le revenu, des fichiers de la taxe d'habitation, des fichiers fonciers, et de la base de données Filosofi (qui renseigne des données relatives au revenu disponible à l'échelle du ménage fiscal). Cette base comprend des informations sur les logements (caractéristiques physiques comme le nombre de pièces, la surface, les équipements; géolocalisation; valeur locative cadastrale utilisée pour les impôts locaux, etc.) et les individus qui les occupent (caractéristiques socio-démographiques, revenus fiscaux). La base Fidéli présente deux caractéristiques

---

1. Un tri des données a été fait afin de ne garder que des ménages interrogés au moins trois fois et dont l'une des ces trois fois était en 2020. Les résultats sont très similaires lorsque l'on n'applique pas ce tri.



particulièrement précieuses pour l'analyse des effets de la taxe d'habitation. D'une part, elle est exhaustive sur la population française, ce qui permet une grande précision dans les estimations. D'autre part, elle contient, pour un même individu, des informations sur son domicile sur deux années consécutives, et permet ainsi de mesurer la mobilité des individus et des ménages d'une année sur l'autre. Les fichiers de taxe d'habitation mesurant l'adresse au 1er janvier ; le concept de mobilité retenu pour l'étude est donc un changement d'adresse entre deux 1er janvier consécutifs. L'utilisation de Fidéli pour la présente évaluation présente néanmoins deux difficultés majeures. La base de données mise à disposition des chercheurs ne contient ni le revenu fiscal de référence (RFR), ni le montant de taxe d'habitation. Cette absence empêche donc, d'une part, d'observer directement le niveau de traitement de ménages lors de la réforme, et d'autre part, d'utiliser directement le RFR comme variable courante dans le cadre d'une régression sur discontinuité, au-delà des difficultés spécifiques attenantes à la réforme (voir section 7.2). Pour résoudre la deuxième de ces difficultés, nous récupérons l'information sur les revenus fiscaux de référence des foyers fiscaux de Fidéli grâce à leur appariement avec la base de données Félin. La base de données Félin (Fichier échantillonné de l'impôt sur le revenu) est constituée du contenu exhaustif des cases de la déclaration à l'impôt sur le revenu (formulaire CERFA 2042 et annexes) pour un tirage de 500 000 foyers fiscaux. Celui-ci est aléatoire sur 99,6 % de la population française, et exhaustif pour les 0,4 % des revenus les plus élevés. A condition de pouvoir appairier correctement les foyers fiscaux des données Félin avec leurs observations correspondantes dans la base Fidéli, ces données permettent ainsi une observation directe du revenu fiscal de référence utilisé pour déterminer l'exposition à la réforme. La technique d'appariement mobilisée ici est utilisée par l'outil de microsimulation statique TAXIPP, développé au sein des équipes de l'IPP. Il s'agit d'une utilisation inédite et unique de données administratives pour la microsimulation. Une documentation détaillée de l'outil et de l'appariement en particulier est dispo-

nible<sup>2</sup>, nous en rappelons ici quelques éléments. L'appariement repose sur le rapprochement statistique des deux bases de données sur un ensemble de variables clefs. L'appariement est exact sur la situation matrimoniale du déclarant principal (célibataire, en couple au sens de l'impôt sur le revenu - marié ou pacsé -, ou veuf) et le nombre de personnes à charge. Il est statistique, par distance de Mahalanobis, sur les années de naissance du déclarant principal et le cas échéant, du conjoint et des trois premières personnes à charge par ordre décroissant d'âge, ainsi que sur neuf catégories de revenus catégoriels<sup>3</sup>. On procède dans le cadre de cette étude à un appariement sans remise, ce qui signifie que cet appariement s'effectue au prix d'une diminution importante de l'échantillon. Cette procédure d'appariement étant très coûteuse, on réalise l'appariement pour deux millésimes différents uniquement : le premier entre le millésime 2018 de Félin et le millésime 2019 de Fidéli (revenus 2018, mobilité entre le 1er janvier 2018 et le 1er janvier 2019), et le second entre Félin 2020 et Fidéli 2021 (revenus 2020, mobilité entre le 1er janvier 2020 et le 1er janvier 2021). Le choix de ces deux millésimes est motivé par deux considérations : d'une part, la première année de la réforme (2018) pourrait être l'année où celle-ci est la plus saillante, d'autant que les individus concernés ont pu anticiper que la suppression de la taxe d'habitation les concernant serait, à terme, totale. D'autre part, la dernière année pour laquelle la discontinuité de traitement entre les 80 % des ménages les moins aisés et les 20 % restants existe est appropriée si l'on estime que la réforme a pu agir avec retard sur la décision des individus.

---

2. [Disponible ici](#)

3. Ces neuf catégories sont les suivantes : salaires, allocations chômage, pensions de retraite, pensions alimentaires perçues, bénéfices agricoles, bénéfices industriels et commerciaux, bénéfices non commerciaux, revenus des valeurs mobilières, revenus fonciers. Pour les sept premières, l'appariement utilise les valeurs spécifiques du déclarant principal, et le cas échéant, du conjoint d'une part et des personnes à charges d'autre part.

## 7.2 Stratégie d'identification

Plusieurs stratégies d'identification sont mobilisées pour l'analyse des effets de la réforme au niveau individuel.

Avant l'utilisation de régressions et tests statistiques formels, nous adoptons une approche graphique en présentant des figures montrant sur l'axe des abscisses, la distance du revenu fiscal au seuil des foyers fiscaux et sur l'axe des ordonnées, la valeur moyenne de la variable d'intérêt (mobilité résidentielle par exemple). Cette approche graphique permet de faire un premier constat et d'observer ou non des discontinuités, des changements brutaux de niveau ou de tendance.

Une première stratégie est l'utilisation d'une régression en discontinuité (RD). La réforme a été graduelle et a d'abord concerné les foyers fiscaux en-dessous d'un seuil. Cela est donc en principe idéal pour une analyse par régression de discontinuité. En effet, la régression par discontinuité permet d'exploiter l'existence de seuils (ici le revenu fiscal) exogènes sur les variables d'intérêt. Les conditions pour effectuer une RD sont les suivantes : il faut un seuil mais que ce seuil ne soit pas (trop) manipulable par l'individu traité. Ainsi, on peut considérer que les individus de part et d'autre du seuil sont en tout point similaires et donc que les différences des variables observables peuvent être attribuées au traitement. Cette méthode a l'avantage de reposer sur des individus très proches et donc d'offrir une comparaison pure. Cependant, un des désavantages est ce que cette estimation est locale et donc potentiellement ne peut pas se généraliser. En effet, si le seuil avait été à 30 % plutôt qu'à 80 %, les résultats pourraient être différents. Enfin, pour faire une RD il faut avoir une très bonne information sur la variable sur laquelle la discontinuité est faite (ici le RFR).

Néanmoins, cette stratégie est rendue compliquée dans le cas de cette réforme. En effet, s'il existe effectivement un seuil pour cette réforme en-dessous duquel la probabilité de bénéficier de l'exonération est de 100 %, au-dessus de ce seuil la

probabilité de bénéficier d'une exonération n'est pas exactement nulle. En effet, afin d'éviter les effets de seuils, l'article 1717 du code général des impôts (CGI) prévoit un second seuil (voir A-1 pour la définition des seuils). L'article 1414-C du même CGI prévoit que bénéficient d'une exonération tous les ménages en-dessous du second seuil, ceux en-dessous du seuil bénéficient d'une exonération fixe (30 % en 2018, 65 % en 2019 et 100 % en 2020), ceux entre les deux seuils eux bénéficient d'une exonération qui diminue progressivement au fur et à mesure qu'ils s'éloignent du premier seuil et s'approchent du second. La formule utilisée pour le dégrèvement est la suivante :

$$\tau_{it} = Exoneration \times \frac{Second\ seuil - Revenus_{it}}{Second\ seuil - Premier\ seuil} \quad (7.1)$$

Ainsi pour un foyer fictif avec une seule part fiscale en 2018 et des revenus de 27 500€, l'exonération sera de  $30\% \times \frac{28000-27500}{28000-27000} = 15\%$ . Ainsi, cela signifie qu'il n'y a pas à proprement dit de seuil, mais une petite fenêtre avec un dégrèvement très progressif (graphiquement le graphique 7.1 montre exactement cela avec les données ERFS). La stratégie de régression en discontinuité stricte est à exclure (même si étant donné la très faible taille de la fenêtre de dégrèvement, la régression en discontinuité donnerait des résultats probablement peu éloignés du cas où il n'y aurait pas cette zone de progressivité). Nous procédons ainsi dans notre analyse à une régression en discontinuité paramétrique en excluant les données qui se situent entre les deux seuils. Cette méthode est appliquée aux trois bases de données, bien que ce soient sur les sources qui contiennent la vraie variable de discontinuité (Fidéli et plus particulièrement ERFS) que cette méthode est la plus appropriée.

Dans le cas de l'approche de régression en discontinuité paramétrique, l'équation estimée est la suivante :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma_1(X_i - c) + \gamma_2(X_i - c)^2 + \dots + \varepsilon_i \quad (7.2)$$

Où  $T$  est le fait d'être au-dessus du seuil et  $c_i$  est la distance de la variable au seuil.

La seconde stratégie d'identification est la plus classique méthode de différences-en-différences où l'on compare le groupe des traités (concernés par la réforme) avant et après au groupe de contrôles (non-concernés par la réforme). Cette stratégie plus simple et moins locale est cependant dépendante de l'hypothèse que les groupes de traitement et de contrôle sont comparables (notamment sur les tendances pré-réforme). Cependant, dans un contexte de différence-en-différence classique le traitement est assigné à une unité que l'on suit ensuite pendant une certaine durée. Ici ce n'est pas le cas, car chaque année, en fonction du RFR, un ménage peut être exonéré ou non. Ainsi, la stratégie de différence en différence est rendue plus difficile. Pour cela, nous procédons à deux stratégies. Pour la base Fidéli pour laquelle nous n'avons que deux millésimes séparés de plusieurs et tous après traitement, nous ne pouvons pas utiliser cette méthode. Pour l'ERFS, pour laquelle la durée de panélisation n'est que de deux ans, nous procédons à une analyse de données en coupe transversale répétée (qui se rapproche fortement d'une régression en discontinuité). Pour SRCV nous utilisons également cette méthode ainsi qu'une méthode additionnelle où nous fixons le traitement selon le RFR d'une année donnée (pré-réforme)<sup>4</sup> et procédons à une différence en différence.

Plusieurs variables d'intérêt sont étudiées. La première et principale est la mobilité résidentielle (le fait de changer de résidence principale)<sup>5</sup>. Ensuite, selon la disponibilité, nous regardons la surface du logement, les loyers ou la satisfaction du logement (et satisfaction dans la vie). Nous regardons également ces variables en variation par rapport à l'année précédente lorsque cela est possible. Enfin, ces variables sont également étudiées plus particulièrement pour les individus ayant déménagé.

---

4. Nous choisissons l'année 2016 mais les résultats sont similaires quand nous prenons 2017.

5. Selon les sources, la mobilité résidentielle sera soit observée directement soit sera approximée par le changement de surface du logement ou de commune de résidence.

## 7.3 Résultats

### 7.3.1 Analyse de première étape

Sur les sources ERFS et SCRV, nous pouvons procéder à une analyse de l'observabilité de la discontinuité. Cette analyse de première étape nous permet de juger de la qualité des résultats que nous pouvons obtenir ensuite sur nos variables d'intérêt. En effet, en l'absence d'analyse de première étape probante (si le montant de TH ne variait pas autour du seuil), il serait impossible d'ensuite utiliser ce seuil pour évaluer l'impact du traitement (exonération de TH) sur nos variables d'intérêt.

Sur ERFS, cette première étape est très probante car nous avons à la fois le vrai RFR du foyer fiscal et la TH payée. Sur SRCV, nous avons davantage de bruit car nous n'observons pas directement le RFR. Nous utilisons alors la mesure de « revenu total disponible » du ménage qui ne correspond pas exactement au RFR. Sur Fidéli, nous ne pouvons pas procéder à cette analyse de première étape car nous ne disposons pas du montant de TH payé<sup>6</sup>.

Les figures 7.1 et 7.2 montrent la variation de taxe d'habitation payée d'une année par rapport à la précédente en fonction du revenu. On construit une mesure de distance au seuil d'exonération. Pour cela on utilise les textes de loi<sup>7</sup> fixant chaque année le seuil de revenu fiscal pour l'exonération (qui varie selon le nombre de parts fiscales) et on construit une variable qui est simplement le RFR auquel on soustrait le seuil pour ce ménage. La première ligne verticale des graphiques correspond à la distance au seuil d'exonération de la TH chaque année (le seuil change tous les ans) et la seconde correspond à une moyenne du second seuil. Ce second seuil est également présent dans la loi<sup>8</sup> et entre les deux seuils, il y a un degré-

---

6. Et également car nous n'avons pas de données panélistées.

7. Plus précisément on regarde les changements chaque année de l'article 1417 du Code général des impôts.

8. Toujours l'article 1417 du CGI au point 2 du II bis.

vement progressif de la TH pour justement éviter des effets de seuils trop forts<sup>9</sup>. La figure 7.1 montre qu'avant la réforme (2016 et 2017), on n'observe pas de différence systématique de différence de TH payée de part et d'autre du seuil (construit ici pour les années antérieures à 2018 avec les valeurs de celui de 2018). Après la réforme, on observe alors bien une réduction de la TH payée à gauche du seuil et pas à droite. On observe également bien la dégressivité entre les deux seuils.

La figure 7.2 utilisant la base de données SRCV est comparativement plus bruyante, et la discontinuité autour du seuil est moins claire. Cela est dû à la mesure du revenu qui ne correspond pas parfaitement au RFR. Cependant, si l'on s'écarte plus de la discontinuité, on observe quand même une différence moyenne entre les zones à droite et à gauche du seuil. Il faut noter également que le montant de TH de l'année T de la base de données correspond au montant payé l'année d'avant (T-1), le graphique est donc décalé d'un an par rapport à celui utilisant l'ERFS.

### 7.3.2 Effet sur la mobilité résidentielle

Dans un premier temps, nous regardons l'effet de l'exonération de la taxe d'habitation sur la mobilité résidentielle du ménage. Nous regardons la probabilité pour un ménage de déménager après la réforme de la taxe d'habitation selon sa situation par rapport au seuil d'exonération et par rapport à avant la réforme.

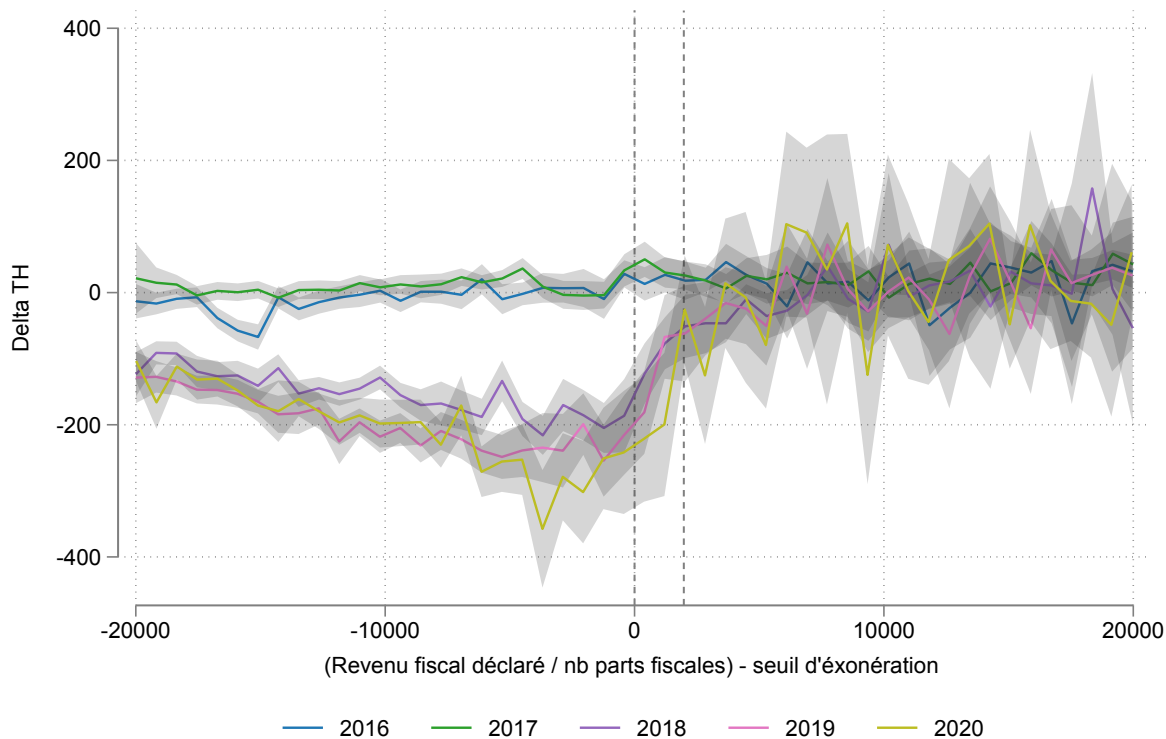
#### 7.3.2.1 Utilisant ERFS

En l'absence de variable directe indiquant la mobilité, nous devons construire des mesures de mobilité indirectement en utilisant la dimension panel de l'enquête ERFS. Nous utilisons deux variables de la base ERFS dispose pour mesurer la mobilité. La première utilise la base annexe issu des fichiers TH (extrait th) et considère mobilité si la surface du logement en t-1 est différente de celle en t. La

---

9. Voir les articles 1414-C (pour la formule) et 1417 (pour le second seuil) du CGI.

FIGURE 7.1 – Première étape : ERFS



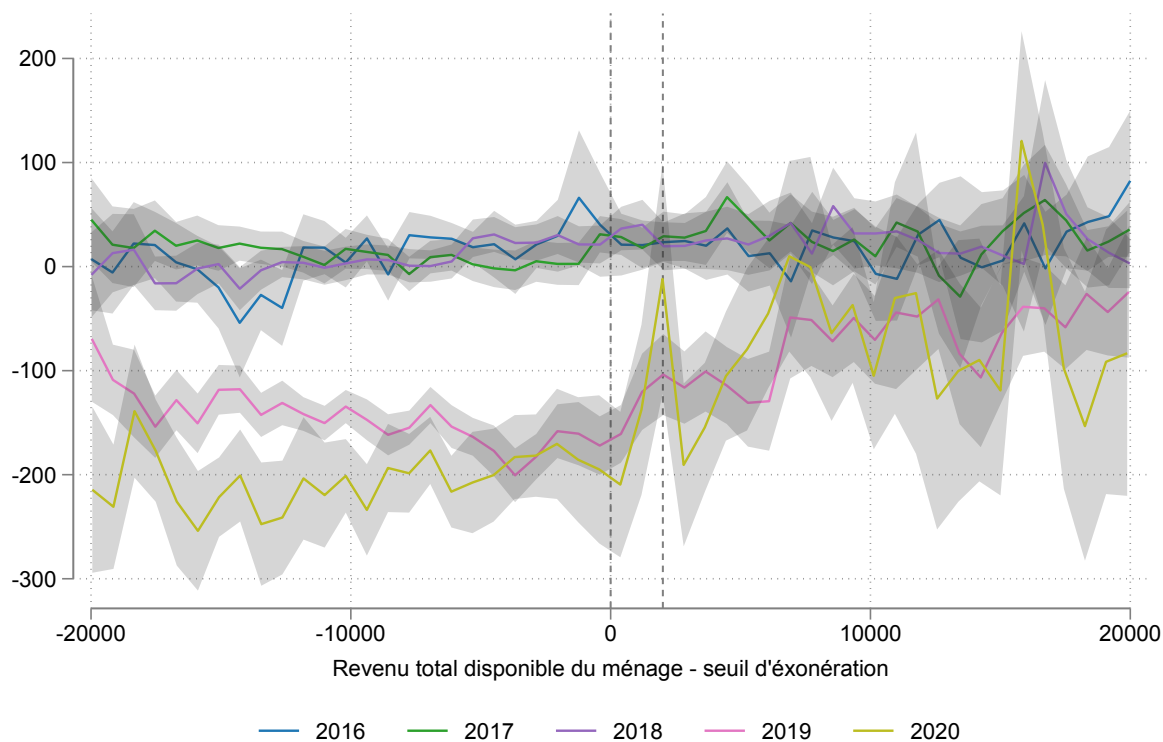
NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.  
SOURCE : ERFS.

seconde mesure est construite à l'aide du code commune du ménage et code en mobilité un changement de commune par rapport à l'année antérieure. Ces deux mesures sont donc une approximation de la vraie mobilité résidentielle (et probablement un minorant notamment pour la mesure s'appuyant sur la commune).

Après une première analyse graphique aux figures 7.3 et 7.4 (même méthode que pour la figure 7.1), nous n'observons pas de discontinuité autour du seuil d'exonération. En effet, non seulement il ne semble pas y avoir de discontinuité autour du seuil les années de réforme, qui semble évoluer de façon très similaire aux années pré-réforme. Cette analyse graphique ne semble donc pas indiquer une



FIGURE 7.2 – Première étape : SRCV



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

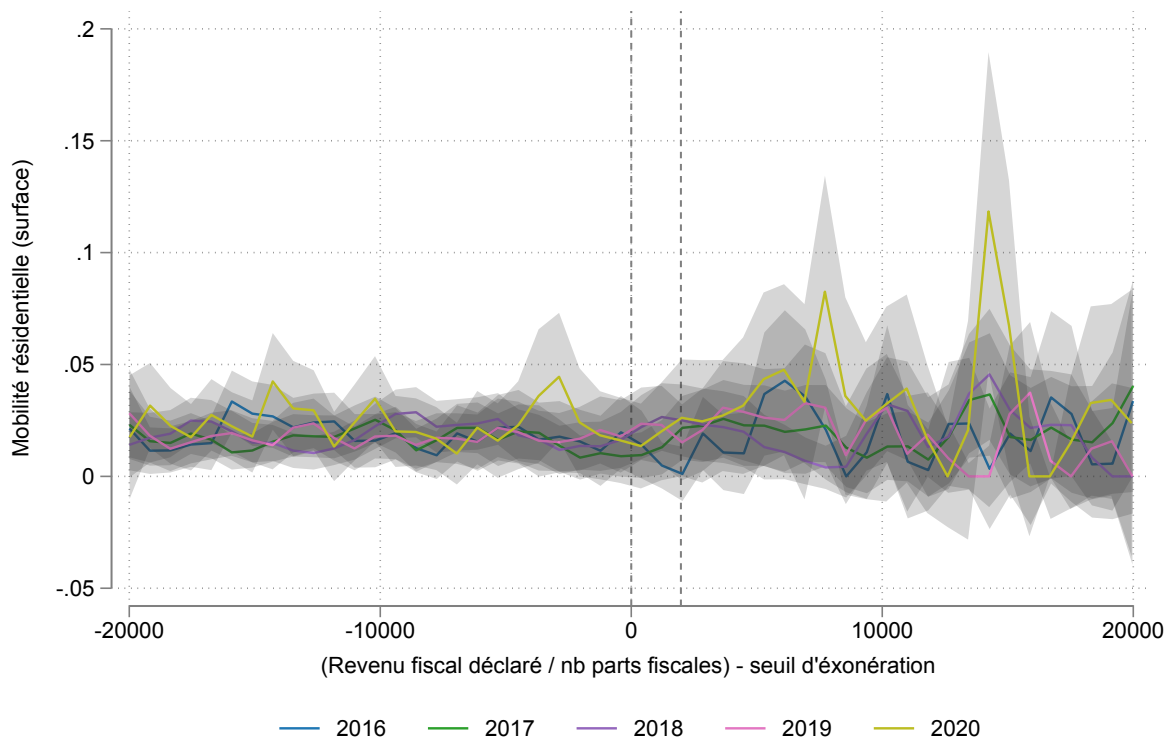
SOURCE : SRCV.

réaction comportementale de mobilité particulière.

L'analyse graphique est confirmée par les analyses en régression par discontinuité et par les estimations de différence en différence. Les régressions ne montrent en effet aucune corrélation statistique entre le fait d'être en-dessous du seuil et la mobilité résidentielle. Les colonnes 4 et 5 de la table A.4 en annexe, avec la stratégie de analyse de données en coupe transversale répétée, ne montrent pas d'effet sur la mobilité (telle que défini par un changement de surface) et un effet négatif mais très faible sur la mobilité (telle que mesuré par un changement de commune). Les tables A.6 et A.7 montrent les résultats de la méthode de régression en discon-

tinuité paramétrique avec un polynôme de degré 2. Nous retrouvons pas d'effet, sauf pour 2020, et un effet négatif à peine significatif sur la mobilité résidentielle extra-communale.

**FIGURE 7.3 – ERFS : mobilité (changement de surface)**



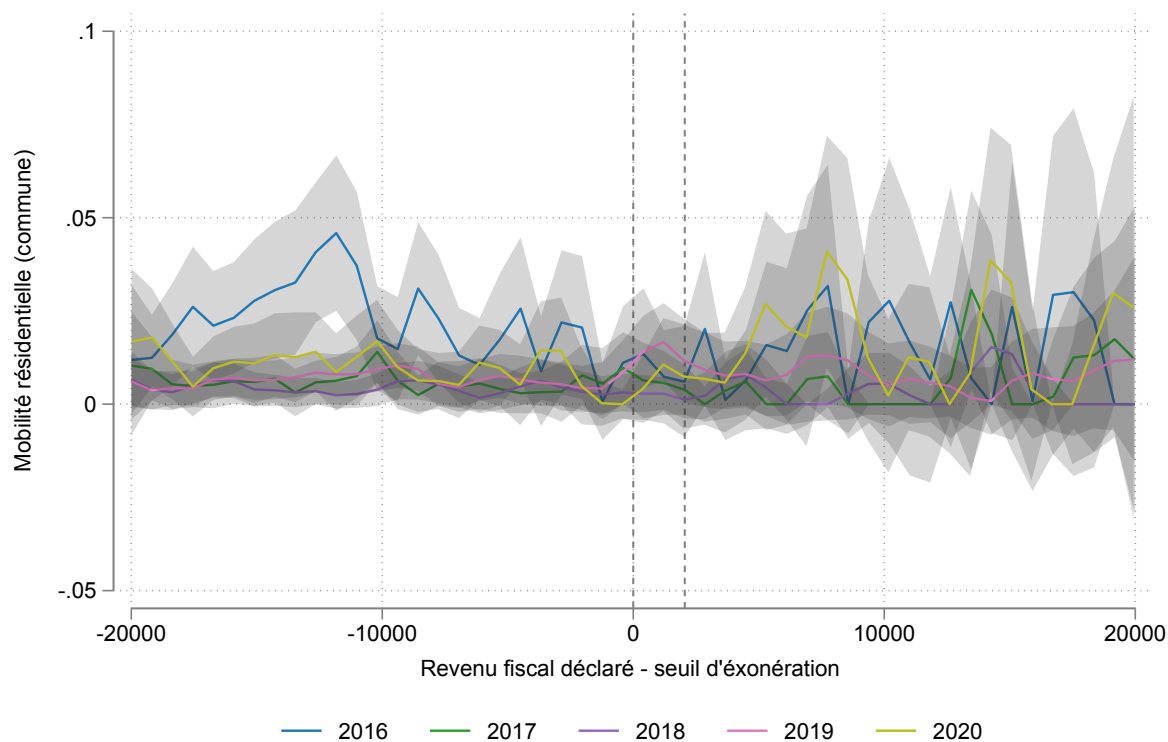
NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : ERFS.

### 7.3.2.2 Utilisant SRCV

Pour mesurer la mobilité résidentielle dans la base SRCV, nous utilisons également deux mesures. La première se base sur la variable db110 (statut du ménage dans le panel). Nous codons une mobilité si cette variable prend la valeur de 2 (*L'ensemble du ménage a déménagé dans un logement ordinaire en France métropolitaine*). Pour la seconde mesure, nous utilisons également le fait d'avoir changé de

FIGURE 7.4 – ERFS : mobilité (changer de commune)



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

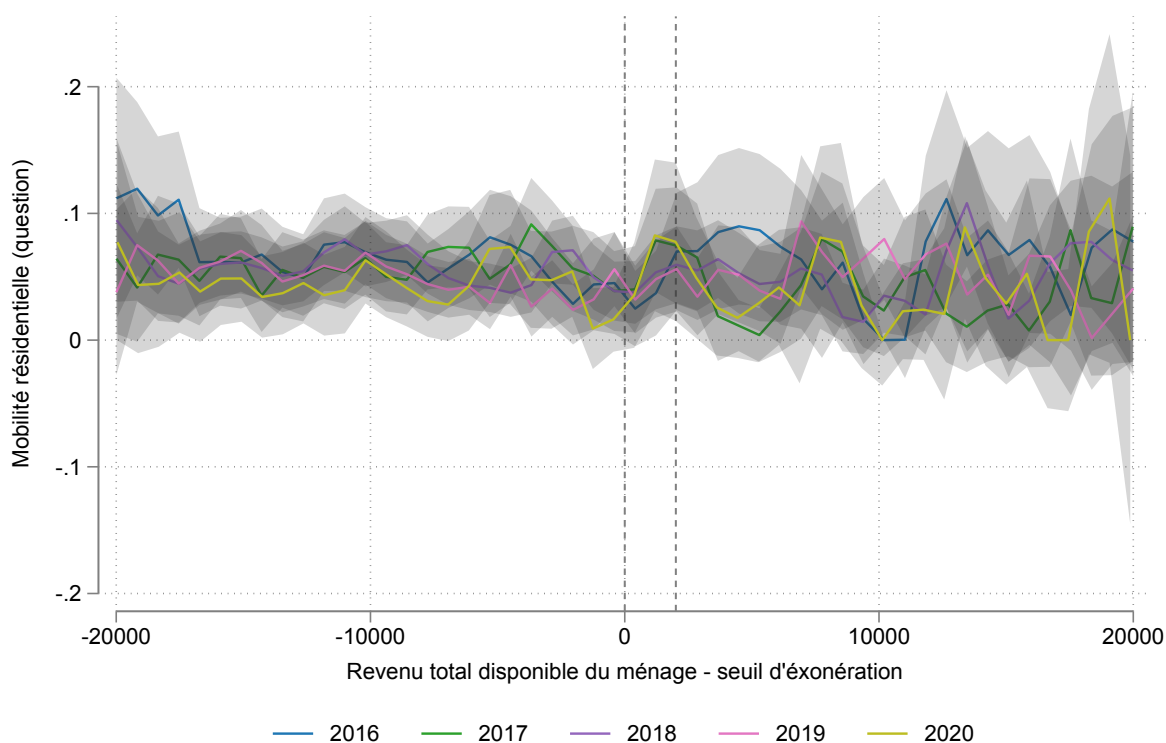
SOURCE : ERFS.

commune par rapport à l'année précédente.

A l'instar des résultats avec ERFS, autour du seuil, il n'y a pas de discontinuité sur la mobilité, nous pouvons le voir graphiquement aux figures 7.5 et 7.6. Ce qui est également confirmé par les différentes régressions. Aux tables A.10 et A.11 nous montrons les résultats des régressions en discontinuité pour les deux variables de mobilité. Peu d'effets sont détectés, à part un coefficient significatif et négatif en 2019 pour la question sur la mobilité. Dans la table A.8, nous montrons l'effet de la régression sur données en coupe transversale répétée et nous notons également une absence d'effet. Enfin en table A.12 qui estime une différence en

différence classique, nous n'observons pas d'effet sur la mobilité

FIGURE 7.5 – SRCV : mobilité



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95%. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : SRCV.

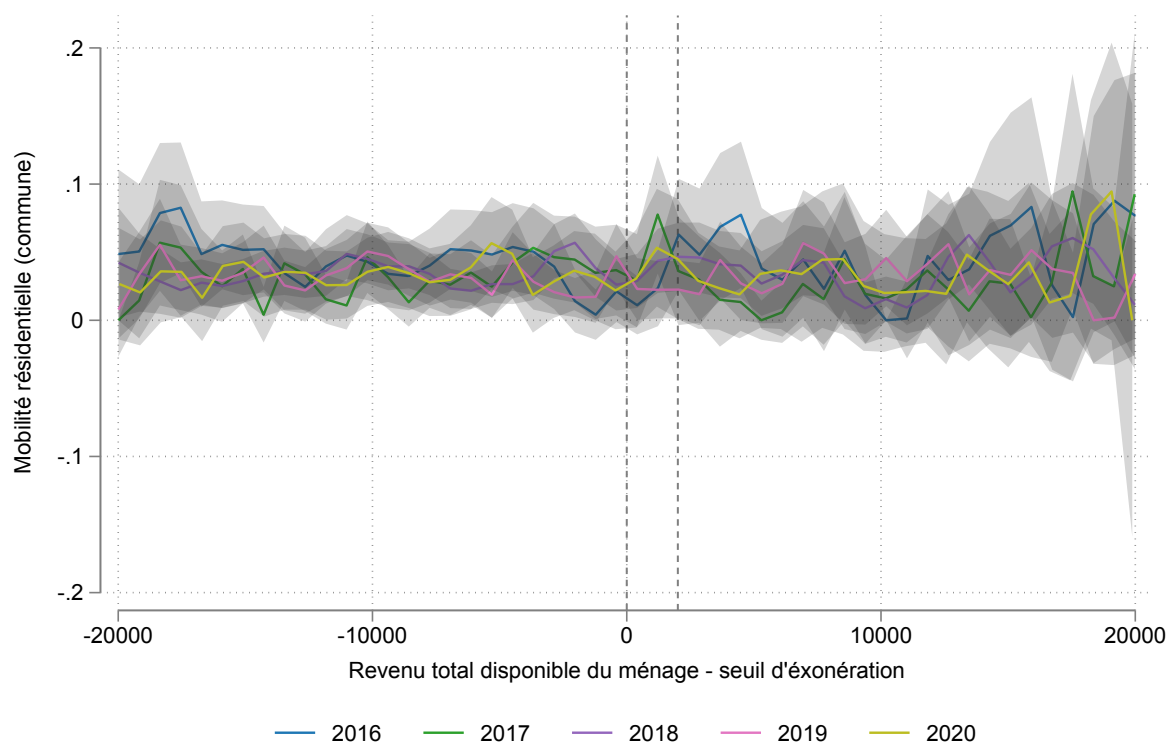
### 7.3.2.3 Utilisant Fidéli

Pour mesurer la mobilité sur Fidéli nous utilisons simplement la mesure de mobilité résidentielle<sup>10</sup>. Nous utilisons les appariements entre le millésime 2019 de Fidéli (donc sur les changements intervenus en 2018) et le Félin 2018, ainsi que l'appariement entre le millésime 2021 et le Félin 2020 (voir 7.1 pour une description de l'appariement).

Grâce au plus grand nombre d'observations (presque 500 000 foyers fiscaux

10. Nous ne différencions pas ici la mobilité infra-communale de la mobilité supra-communale.

FIGURE 7.6 – SRCV : mobilité (changer de commune)



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : SRCV.

pour chaque millésime), nous pouvons séparer nos résultats sans trop de pertes de précision statistique entre différents types de foyer. Nous présentons dans chaque graphique les deux seuils d'exonération. L'écart entre ces deux seuils dépend du nombre de parts fiscales. En 2018, pour un ménage avec une seule part fiscal l'écart était de 1 000€ en 2018, pour un ménage à 1,5 part il était de 1 500€ et enfin pour les ménages à deux parts et plus, l'écart était de 2 000€. Ainsi, dans les graphiques 7.7 et 7.8 et les graphiques en annexe A.26 A.27 et A.28, nous pouvons distinguer où couper les deux discontinuités et procéder à l'analyse graphique.

Pour les foyers fiscaux avec une seule part, cette première approche graphique

semble révéler deux situations différentes entre les deux appariements. En effet, si en 2020, on n'observe aucune différence de part et d'autre du seuil, en 2018 il semblerait que la mobilité soit plus élevée avant le seuil. Pour les autres types de foyer, nous n'observons aucune différence de niveau de mobilité résidentielle.

Les régressions de discontinuité viennent conforter ce constat. En 2020, aucune régression, quelle que soit la composition du foyer fiscal, ne montre de coefficients statistiquement significatifs. En 2018, on observe un effet positif sur la mobilité de l'exonération pour les foyers à une seule part fiscale tandis qu'on observe l'inverse pour les foyers à deux parts et plus. Ces deux résultats sont cependant sensibles à la taille de la fenêtre d'échantillonnage de la régression.

Il convient cependant de noter qu'en 2020 la mobilité a peut être été réduite par l'épidémie de COVID, mais cette réduction devrait *à priori* concerner autant les foyers de part et d'autre du seuil sans affecter la discontinuité<sup>11</sup>.

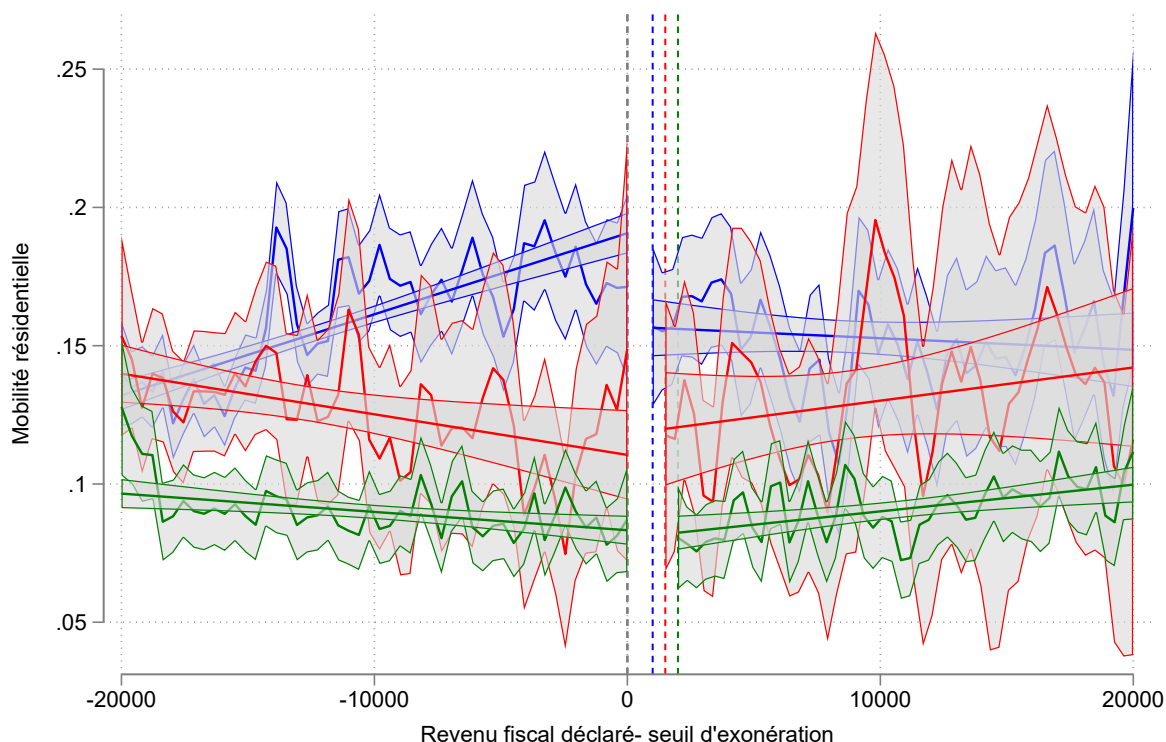
### 7.3.3 Discussion des résultats

Au vu des résultats sur les trois différentes sources de données, nous ne pouvons pas conclure que la réforme de la taxe d'habitation a eu un effet sur la mobilité résidentielle des ménages. En effet, que ce soit sur les bases ERFS ou SRCV, nous ne percevons pas d'effet positif clair sur la mobilité. Autant, pour la base de données SRCV, ce manque de résultat pourrait être attribué au faible nombre d'observation ainsi qu'à l'imprécision de la variable de revenu. Sur ERFS, ce n'est pas le cas, nous avons la bonne mesure du revenu et l'analyse de première étape est très probante, ce qui donne du crédit aux résultats obtenus sur cette base. Le constat sur Fidéli est proche : en 2020, nous n'observons aucun différentiel de mobilité tandis que sur 2018 le résultat est légèrement contrasté (légèrement positif pour les foyers à une seule part fiscale) mais les tendances paraissent très volatiles

---

11. On observe d'ailleurs dans le graphique un niveau moyen plus faible de mobilité en 2020 par rapport à 2018.

FIGURE 7.7 – Fidéli-Félin 2018 : mobilité résidentielle



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local et une droite de régression) de la mobilité résidentielle en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. En bleu on représente les foyers à une seule part fiscale, en rouge 1,5 part et en vert 2 parts et plus. Chaque ligne représente des catégories de foyers fiscaux selon leur nombre de part, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95%. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0. Les autres correspondent à 1000, 1500 et 2000€ soit la distance entre les deux seuils en 2018 chaque catégorie de foyers. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

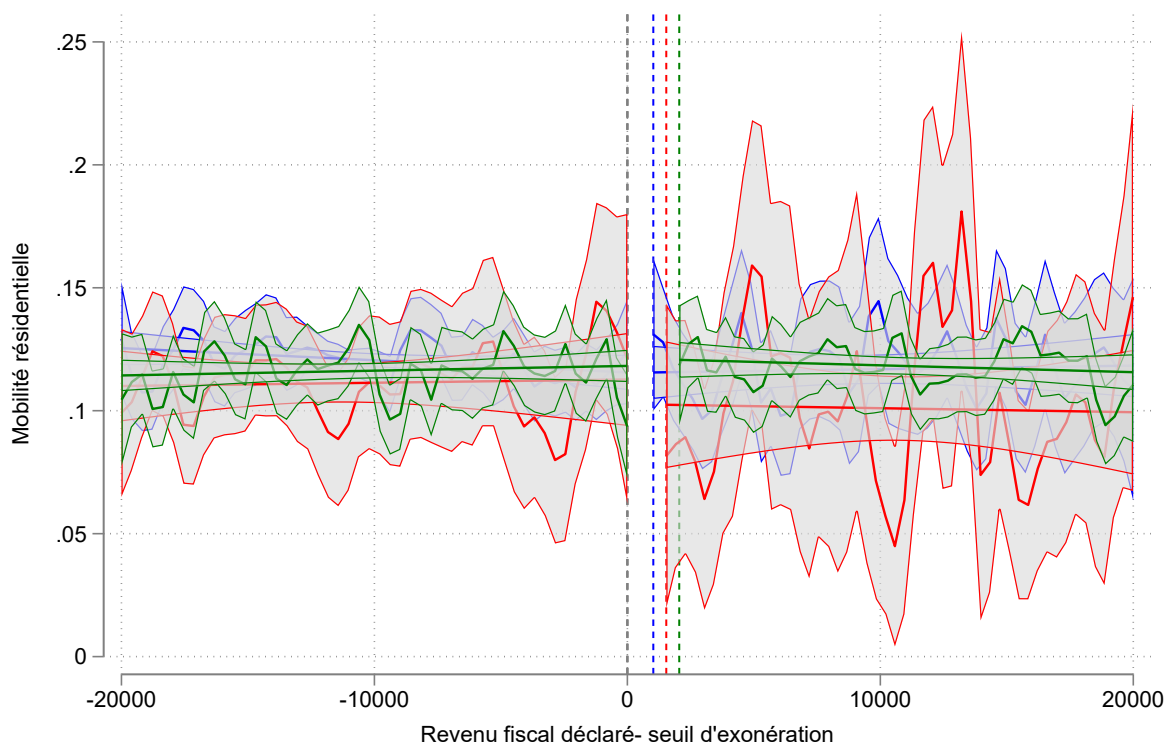
SOURCE : Fidéli et Félin.

autour des seuils cette année par rapport à 2020.

### 7.3.4 Autres résultats

Après avoir regardé le potentiel impact sur la mobilité résidentielle, nous pouvons, pour les bases ERFS et SRCV, regarder d'autres variables d'intérêt (notamment les loyers ou la satisfaction dans le logement). De plus, malgré l'effet sur la mobilité résidentielle, nous pouvons regarder si, lorsqu'il y a mobilité, les conditions de la mobilité changent.

FIGURE 7.8 – Fidéli-Félin 2020 : mobilité résidentielle



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local et une droite de régression) de la mobilité résidentielle en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. En bleu on représente les foyers à une seule part fiscale, en rouge 1,5 part et en vert 2 parts et plus. Chaque ligne représente des catégories de foyers fiscaux selon leur nombre de part, et les zones grises sont les intervalles de confiance à 95%. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0. Les autres correspondent à 1026, 1539 et 2052€ soit la distance entre les deux seuils en 2020 chaque catégorie de foyers. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : Fidéli et Félin.

### 7.3.4.1 Effet sur les loyers

Pour l'ERFS, nous utilisons la variable loyers imputés<sup>12</sup> (que nous divisons aussi par la surface). Comme pour la mobilité, nous n'observons pas de discontinuité particulière autour du seuil. Nous procédons à la même analyse pour l'enquête SRCV et aboutissons à la même observation. Ce non-résultat n'est pas forcément en contradiction avec les résultats du chapitre 6. En effet, ces sources de

12. Nous utilisons donc un échantillon plus réduit, composé uniquement de ceux qui ne sont pas propriétaire et dont on dispose de l'information sur le loyer.



données ne correspondent pas à la même définition de loyers. Dans le chapitre 6, les données utilisées correspondent plus à une notion de flux, se concentrant uniquement sur les nouvelles offres de loyers du parc locatif privé. Tandis que dans les bases ERFS et SRCV, nous regardons le stock de loyers existants et sans distinction du parc locatif<sup>13</sup>.

#### 7.3.4.2 Bien-être déclaré

Dans l'enquête SRCV, nous avons accès à des variables déclaratives de bien-être. Certaines sont générales comme la satisfaction dans la vie, d'autres sont plus précises comme la satisfaction dans le logement. Nous utilisons ces deux questions et regardons si nous observons un lien autour du seuil d'exonération. Nous regardons donc l'évolution de ces mesures dans le temps autour de la réforme pour les exonérés et les autres. Nous n'observons aucun changement statistiquement significatif.

#### 7.3.4.3 Effets sur les conditions d'habitation conditionnellement à une mobilité

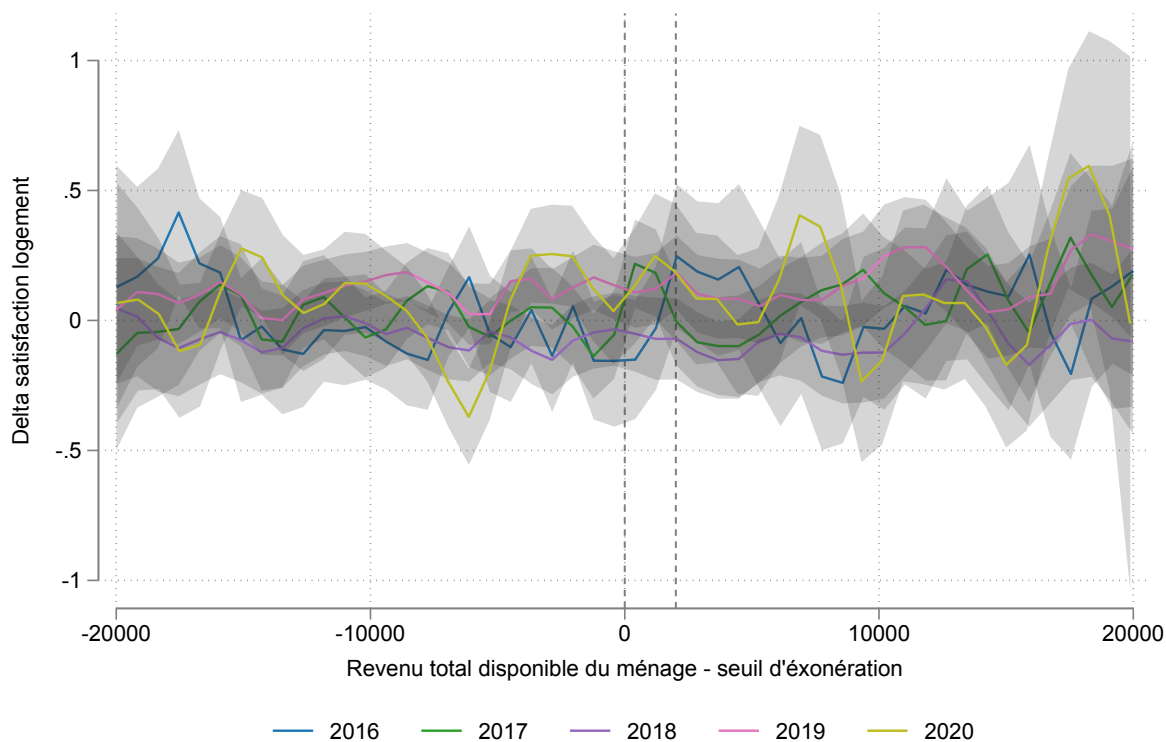
La décision de mobilité résidentielle est une décision relativement rare et coûteuse. Si la fin de la taxe d'habitation peut potentiellement influencer marginalement cette décision, il est probable que l'effet ne soit pas assez fort pour l'observer statistiquement. Cependant, pour les ménages ayant déjà décidé de déménager, la dimension taxe d'habitation pourrait jouer sur les caractéristiques de leur nouvelle résidence (plus grande surface ou loyer). Ainsi, dans le chapitre suivant, nous ne regardons que l'échantillon des ménages ayant déménagé et nous étudions les caractéristiques du nouveau lieu de résidence.

Sur la base ERFS, nous utilisons notre première mesure de mobilité (définie

---

13. De plus, contrairement aux loyers de SRCV qui sont déclarés par le ménage dans l'enquête, les loyers dans l'ERFS sont le résultat d'une imputation statistique.

FIGURE 7.9 – SRCV : satisfaction dans le logement



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

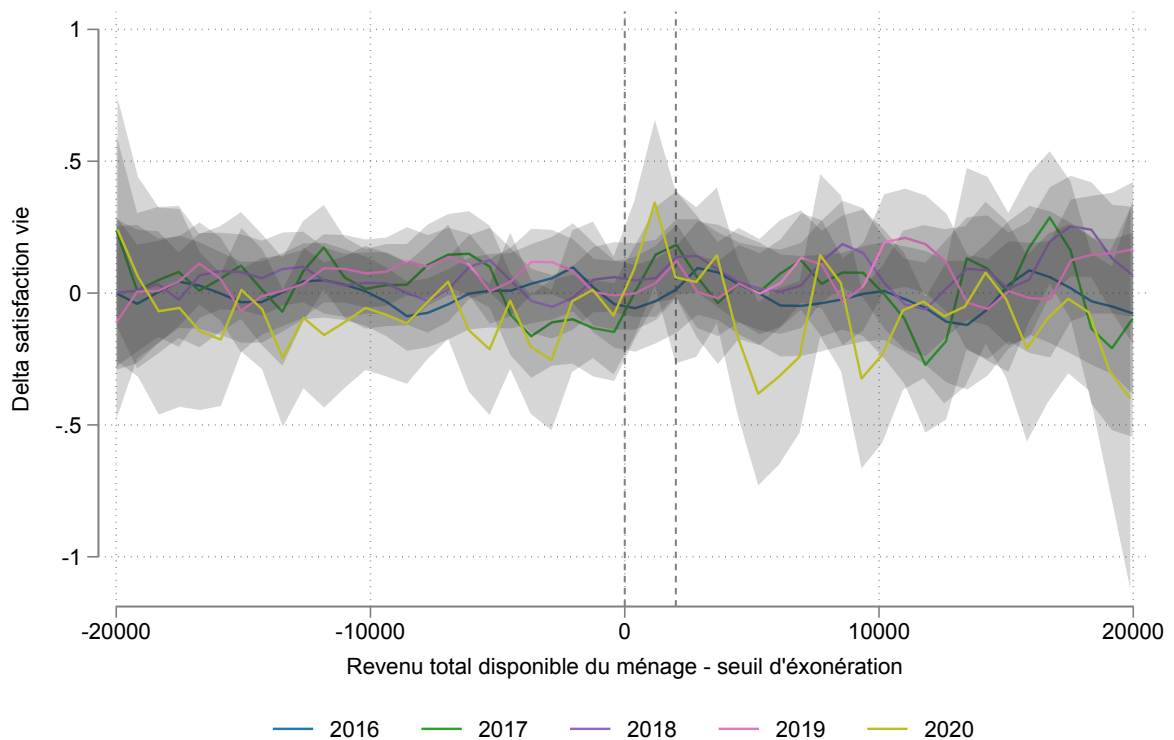
SOURCE : SRCV.

au chapitre précédent) et regardons les changements de surface du logement et de loyers au m<sup>2</sup>. Le nombre d'observations est grandement diminué par ce filtre d'individus panélisés qui ont déménagé<sup>14</sup>. Nous n'observons pas de variations autour du seuil. Cependant les écart-types sont assez larges dus au faible nombre d'observations ce qui limite grandement la capacité d'observer un effet.

Sur la base SRCV, le même constat s'impose : aucune discontinuité n'est observée autour du seuil et le bruit statistique est assez important dû au parfois très faible nombre d'observations.

14. Et encore plus lorsque l'on regarde les loyers.

FIGURE 7.10 – SRCV : satisfaction dans la vie



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zone grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : SRCV.



## CONCLUSION GÉNÉRALE

Ce rapport porte sur l'analyse des effets de la réforme de suppression de la taxe d'habitation sur les marchés immobiliers et la mobilité résidentielle. La réforme a eu pour but de supprimer la taxe d'habitation sur les résidences principales. Cette réforme s'est faite graduellement à partir de 2018. Tout d'abord, elle s'est concentrée pour les trois premières années sur environ 80 % des foyers fiscaux qui se situaient en-dessous d'un seuil de revenu. Pendant ces trois ans, la diminution de la taxe d'habitation a été graduelle avant d'aboutir à sa suppression en 2020. Ensuite les exonérations ont concerné les 20 % des ménages restants, avec encore une fois une exonération progressive dans le temps. En 2023, la taxe d'habitation sur les résidences principales est totalement supprimée.

Le rapport se concentre sur deux aspects et deux approches.

En premier lieu, nous analysons les effets de la réforme sur les marchés de l'immobilier à l'achat et à la location. Pour cela nous appliquons une approche au niveau local (communal) et comparons les communes selon l'importance que représentait la taxe d'habitation pour les ménages de cette commune avant la réforme. Que ce soit sur les prix à l'achat ou les loyers, notre analyse révèle un effet positif sur les prix de la réforme de la taxe d'habitation. Nous procédons ensuite à de multiples analyses d'hétérogénéité.

En second lieu, nous regardons les effets potentiels de la réforme au niveau des ménages sur leur mobilité résidentielle. Pour cela, nous faisons appel à des bases de données au niveau plus fin du foyer fiscal. Notre approche consiste à

utiliser la première période de la réforme, pendant laquelle seule une partie de la population était exonérée selon un seuil de revenu. Le rapport ne montre pas d'effets de la réforme sur la mobilité résidentielle.

Le rapport vise à proposer une évaluation *ex-post* de la réforme de la taxe d'habitation sur les questions de logement. Les travaux présentés dans ce rapport peuvent faire l'objet de plusieurs extensions. En particulier en étudiant les années suivantes.

# ANNEXES

## A-1 Seuils d'exonération

### Seuil principal

2018 :

- 27 000 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 000 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 000 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

2019 :

- 27 432 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 128 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 096 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

2020 :

- 27 706 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 209 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 157 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

2021 :

- 27 761 € pour la première part de quotient familial

- Majorée de 8 225 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 169 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

2022 :

- 28 150 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 340 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 255 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

Source : Article 1417 du Code général des impôts pris sur Légifrance le 8 septembre de chaque année.

## **Seuil secondaire**

2018 :

- 28 000 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 500 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 000 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

2019 :

- 28 448 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 636 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 096 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

2020 :

- 28 732 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 722 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 157 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième



2021 :

- 28 789 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 739 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 169 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

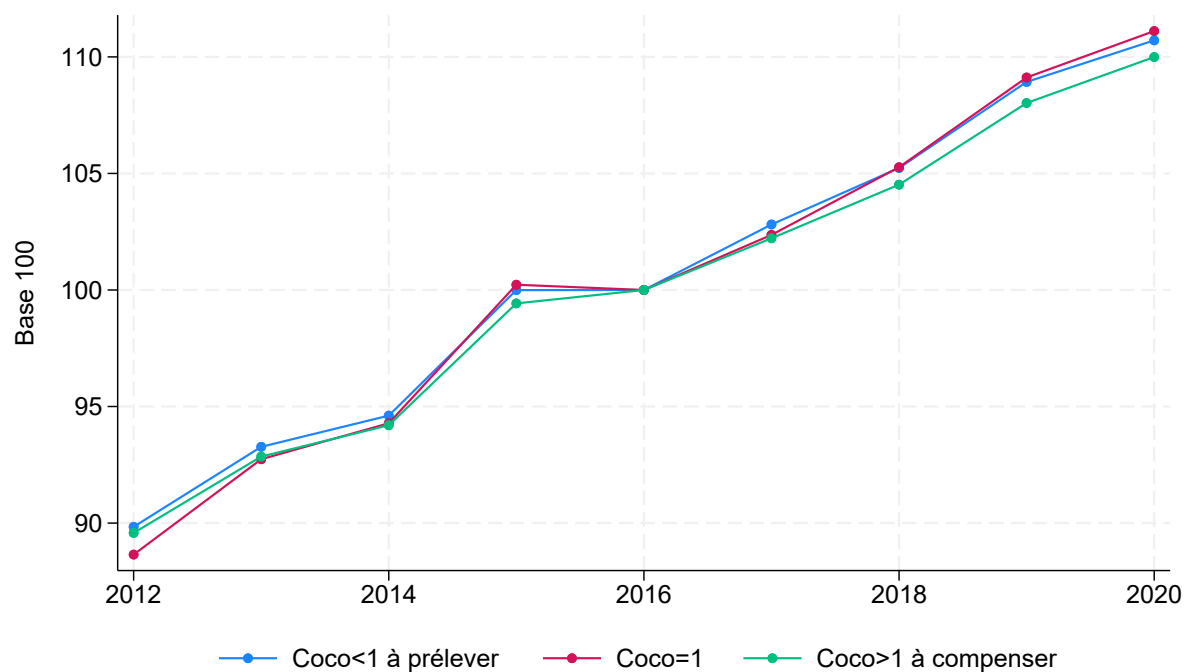
2022 :

- 29 192 € pour la première part de quotient familial
- Majorée de 8 861 € pour chacune des deux demi-parts suivantes
- 6 255 € pour chaque demi-part supplémentaire à compter de la troisième

Source : Article 1417 du Code général des impôts pris sur Légifrance le 8 septembre de chaque année.

## A-2 Annexe au chapitre 1

FIGURE A.11 – Évolution des montants de TH selon le coefficient correcteur (avec intercommunalité)

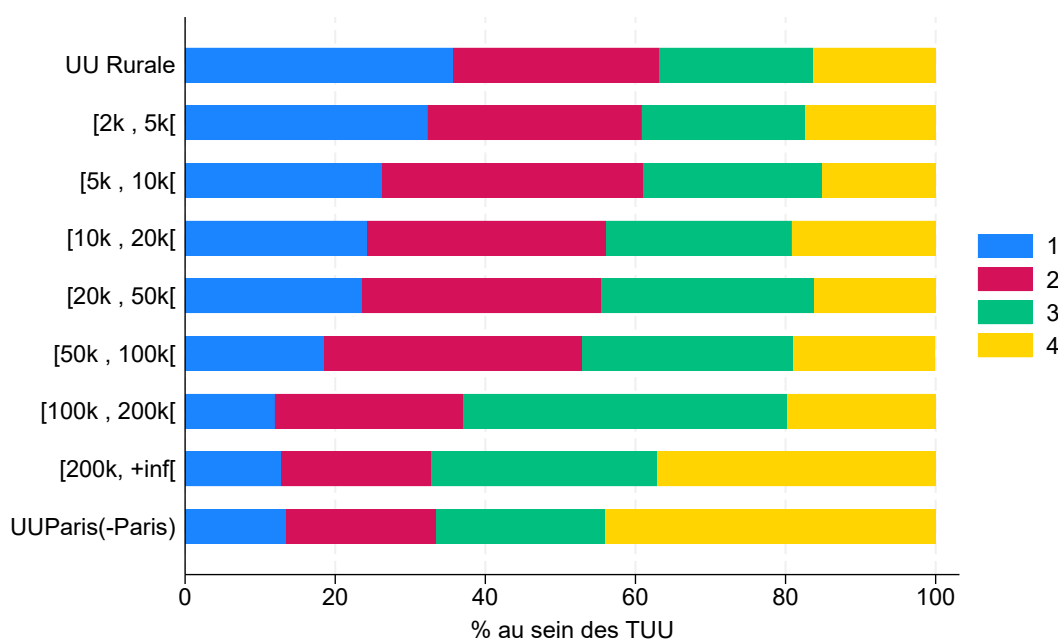


NOTE : Le graphique présente l'évolution en base 100 en 2016 des montants de TH théoriquement (avant dégrèvement) payés par les ménages sur la commune et l'intercommunalité selon le groupe d'appartenance aux trois groupes du coefficient correcteur.

SOURCE : REI.

## A-3 Annexe au chapitre 2

FIGURE A.12 – Distribution des quartiles de TH/Recettes selon la taille de l'unité urbaine (Paris exclu).



NOTE : Distribution pondérée par le nombre de foyers en 2016. Ce graphique présente pour chaque taille d'unité urbaine la part en pourcentage de commune appartenant à différents quartiles d'intensité de TH/recettes. La ville de Paris est exclue du graphique.

SOURCE : REI, Ircom et Comptes consolidés des communes.

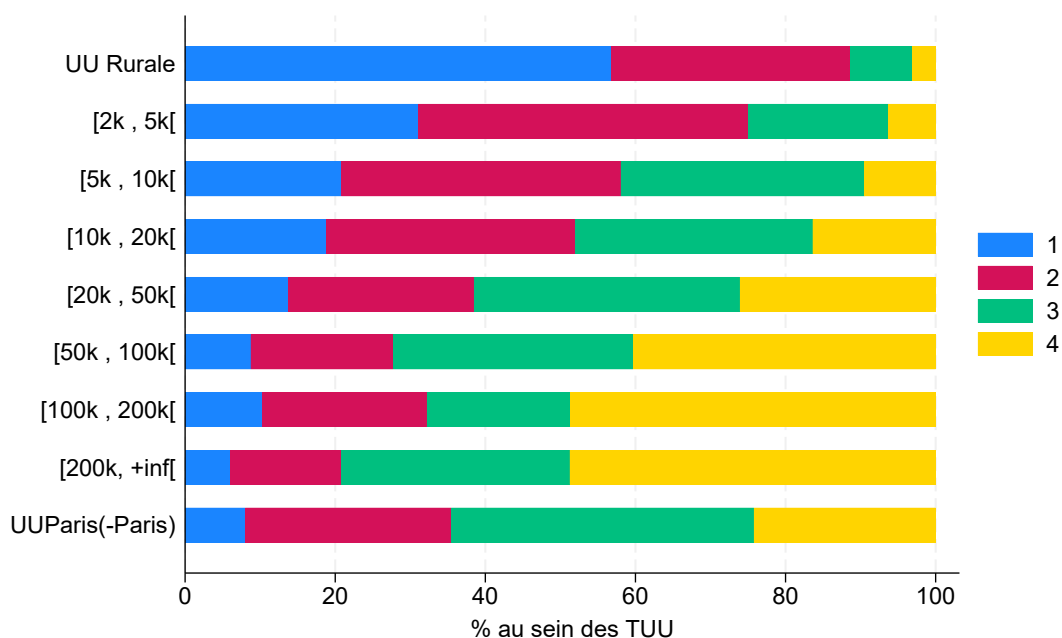
TABLEAU A.1 – Statistiques descriptives (selon TH/Revenus) en 2016 (suite)

	Quartile d'intensité de traitement				Total
	1	2	3	4	
Revenu (rfr) moyen en k€	29 (10) 26	27 (8) 25	25 (6) 24	23 (4) 23	26 (7) 24
Part de foyers imposables	45 (12) 44	44 (12) 43	43 (11) 41	41 (7) 41	43 (11) 42
Impôts locaux €/habitant	478 (897) 341	631 (486) 530	729 (286) 689	856 (377) 807	683 (557) 643
Recettes totales €/habitant	1168 (1158) 965	1404 (1009) 1226	1524 (570) 1427	1825 (1069) 1655	1496 (996) 1416
Ville avec THLV en %	5 (23) 0	16 (36) 0	25 (43) 0	33 (47) 0	20 (40) 0
Ville en zone TLV en %	11 (31) 0	25 (43) 0	40 (49) 0	49 (50) 0	32 (47) 0
Commune rurale en %	55 (50) 100	26 (44) 0	7 (25) 0	2 (15) 0	21 (41) 0
Commune de montagne en %	12 (33) 0	10 (31) 0	6 (23) 0	5 (21) 0	8 (27) 0
Commune touristique en %	2 (15) 0	9 (28) 0	18 (38) 0	60 (49) 100	23 (42) 0
Présence d'un QPV en %	2 (13) 0	16 (37) 0	51 (50) 100	79 (41) 100	39 (49) 0

NOTE : Statistiques descriptives (moyenne, (médiane) puis écart type) pondérées par le nombre de foyers en 2016. La ville de Paris est exclue. QPV : quartier prioritaire de la ville.

SOURCE : REI, IRCOM et OFGL.

FIGURE A.13 – Distribution des quartiles de TH/Revenus selon la taille de l'unité urbaine (hors ville de Paris).

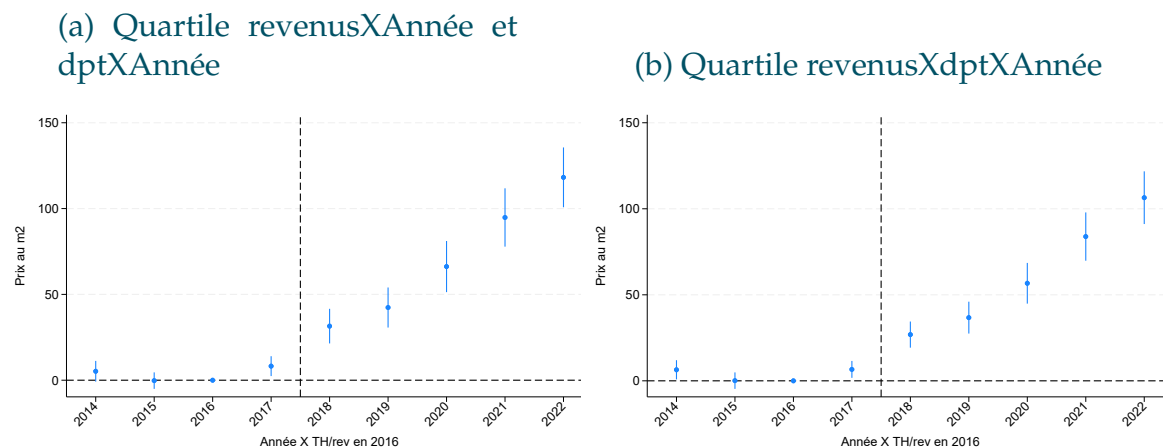


NOTE : Distribution pondérée par le nombre de foyers en 2016. Ce graphique présente pour chaque taille d'unité urbaine la part en pourcentage de communes appartenant à différents quartiles d'intensité de traitement. La ville de Paris est exclue du graphique.

SOURCE : REI.

## A-4 Annexe au chapitre 5

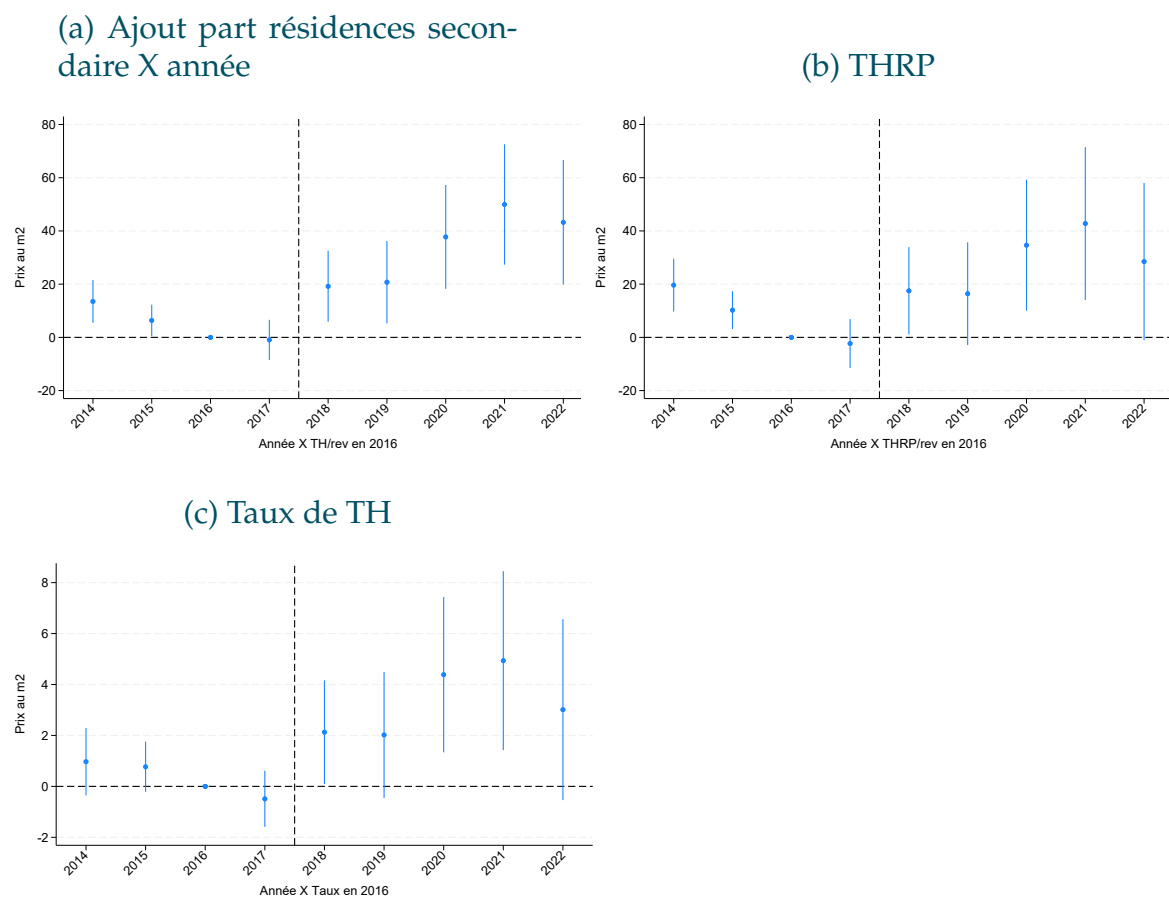
FIGURE A.14 – Question des revenus



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La première régression contient des effets fixes commune, des effets fixes départementXannée et des effets fixes quartile de revenus moyens X année. La seconde régression contient des effets fixes commune, des effets fixes départementXannéeXquartile de revenus moyens. Chaque régression est pondéré par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et DVF.

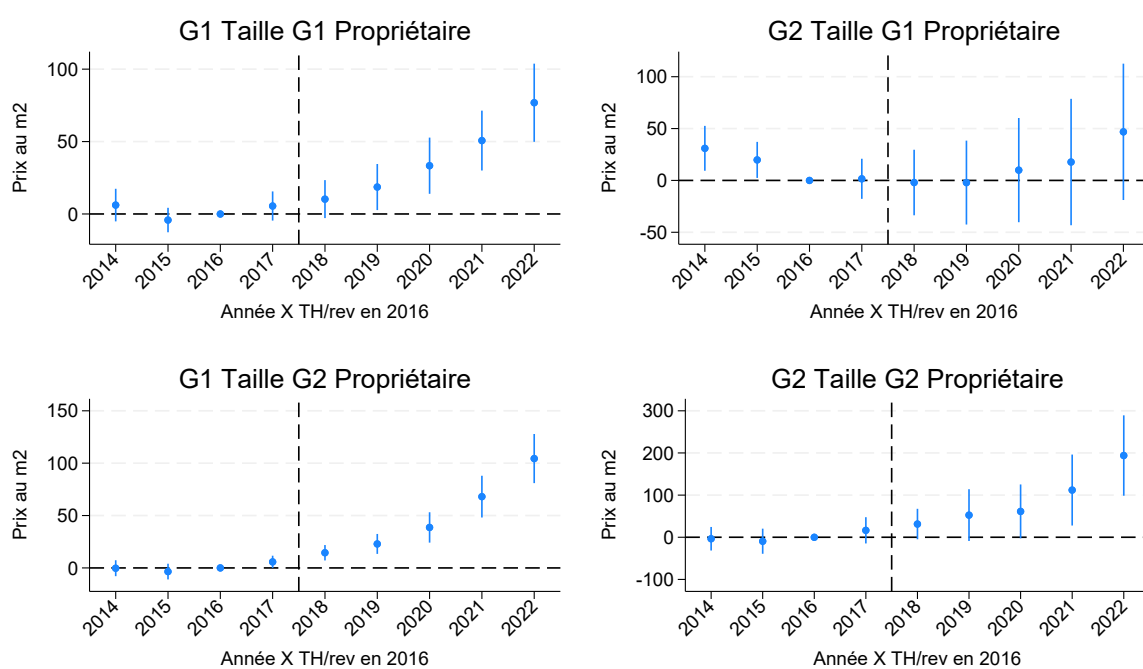
FIGURE A.15 – Question des résidences secondaires



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des prix immobiliers dans la commune sur l'intensité au traitement chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La première régression regarde la mesure d'exposition à la réforme (TH/revenus). La deuxième régression utilise la mesure THRP/revenus. La troisième régression regarde les taux de TH (communal+intercommunal) en 2016. Les trois régressions contiennent des effets fixes commune, des effets fixes départementXannée et des contrôles pour la part de résidences secondaires X année. Chaque régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le clustering des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircm, Insee et DVF.

FIGURE A.16 – Taille de commune X % de propriétaires occupants

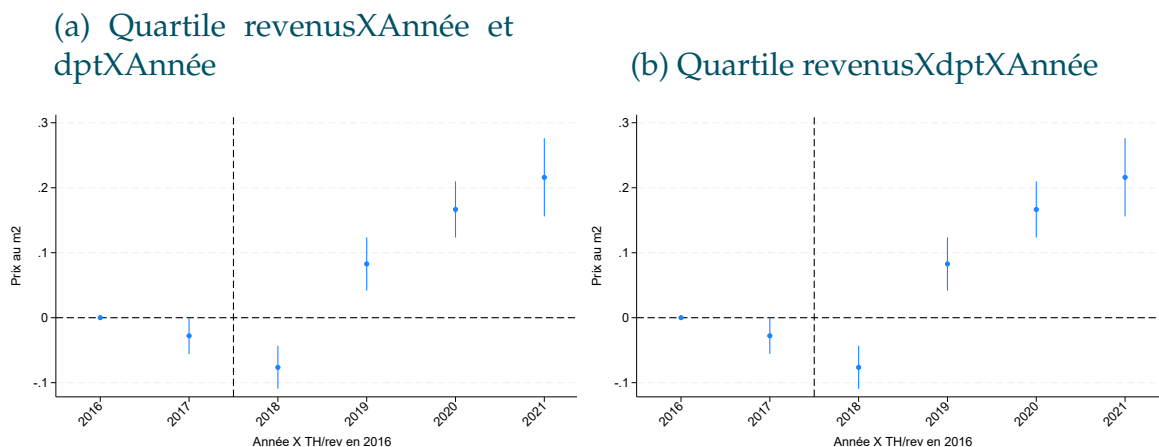


NOTE : Le graphique présente les coefficients de quatre régressions linéaires des prix immobiliers dans la commune sur l'intensité de traitement. Chaque régression concerne un groupe (défini par les médianes de taille de commune et du taux de propriétaires occupants) différent. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95% associé. La régression contient des effets fixes commune et départementX année. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircor et DVF.

## A-5 Annexe au chapitre 6

FIGURE A.17 – Question des revenus

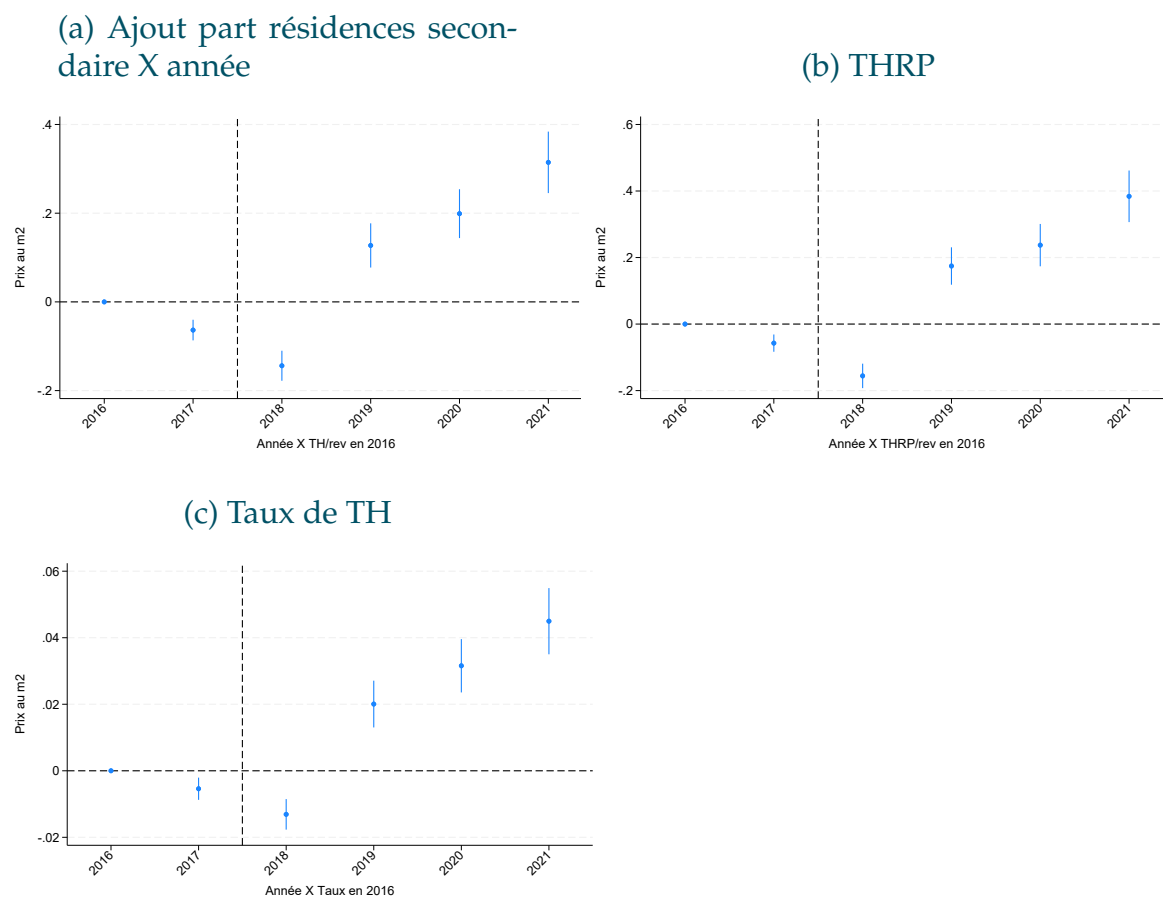


NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des loyers dans la commune sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La première régression contient des effets fixes commune, des effets fixes départementXannée et des effets fixes quartile de revenus moyens X année. La seconde régression contient des effets fixes commune, des effets fixes départementXannéeXquartile de revenus moyens. Chaque régression est pondéré par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).



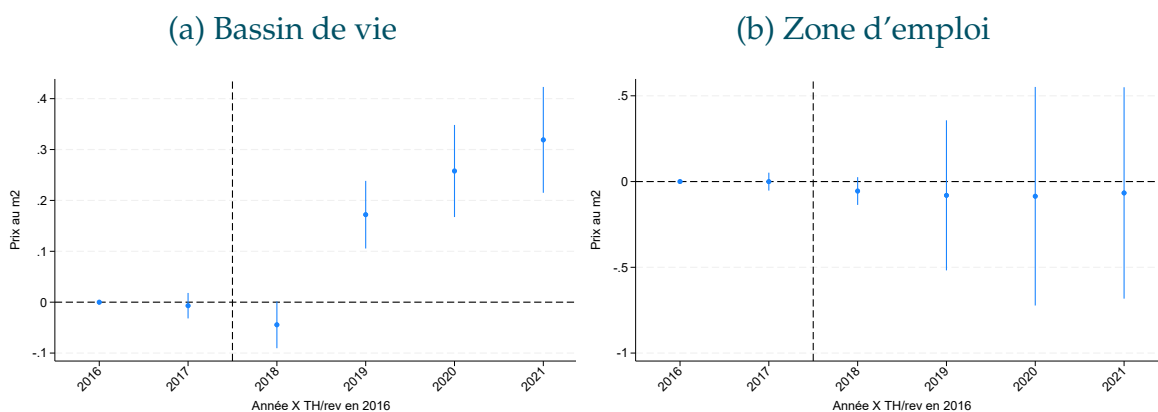
FIGURE A.18 – Question des résidences secondaires



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des loyers dans la commune sur l'intensité au traitement chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La première régression regarde la mesure d'exposition à la réforme (TH/revenus). La deuxième régression utilise la mesure THRP/revenus. La troisième régression regarde les taux de TH (communal+intercommunal) en 2016. Les trois régressions contiennent des effets fixes commune, des effets fixes départementXannée et des contrôles pour la part de résidences secondaires X année. Chaque régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.

SOURCE : REI, Ircom, Insee et DVF.

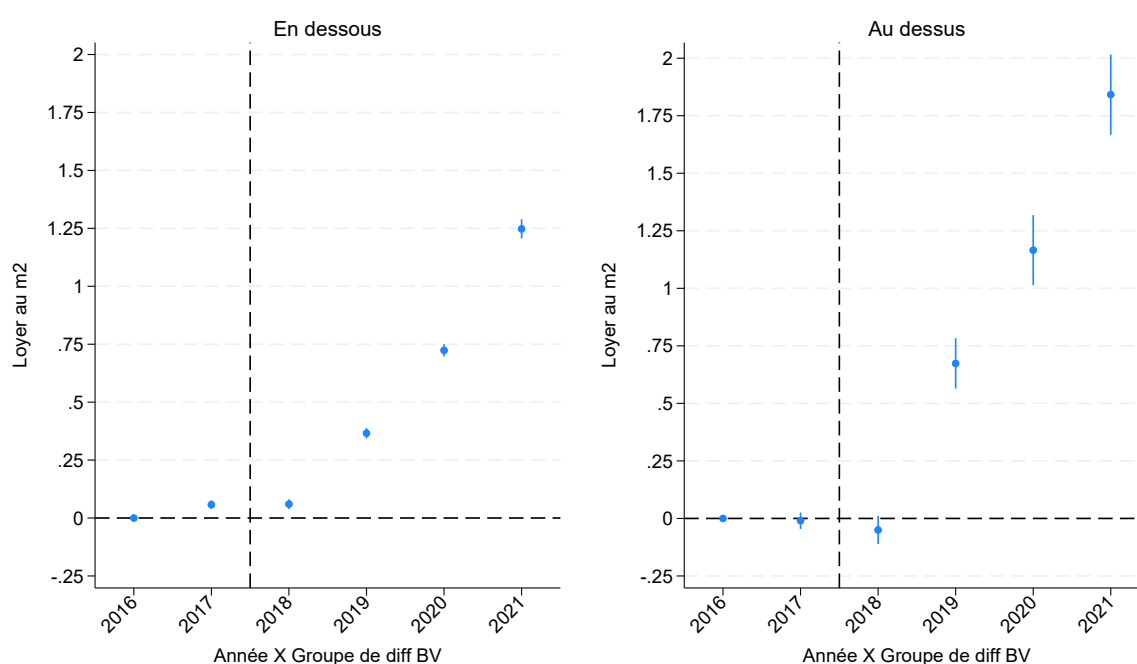
FIGURE A.19 – Intensité du traitement à un niveau agrégé



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des loyers sur l'intensité au traitement (TH/revenus) chaque année. Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression de gauche est au niveau du bassin de vie et celle de droite au niveau de la zone d'emploi. Les deux régressions contiennent des effets fixes unité géographique (BV ou ZE) et des effets fixes année. La zone géographique incluant la ville de Paris est exclue de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau unité géographique (BV ou ZE).

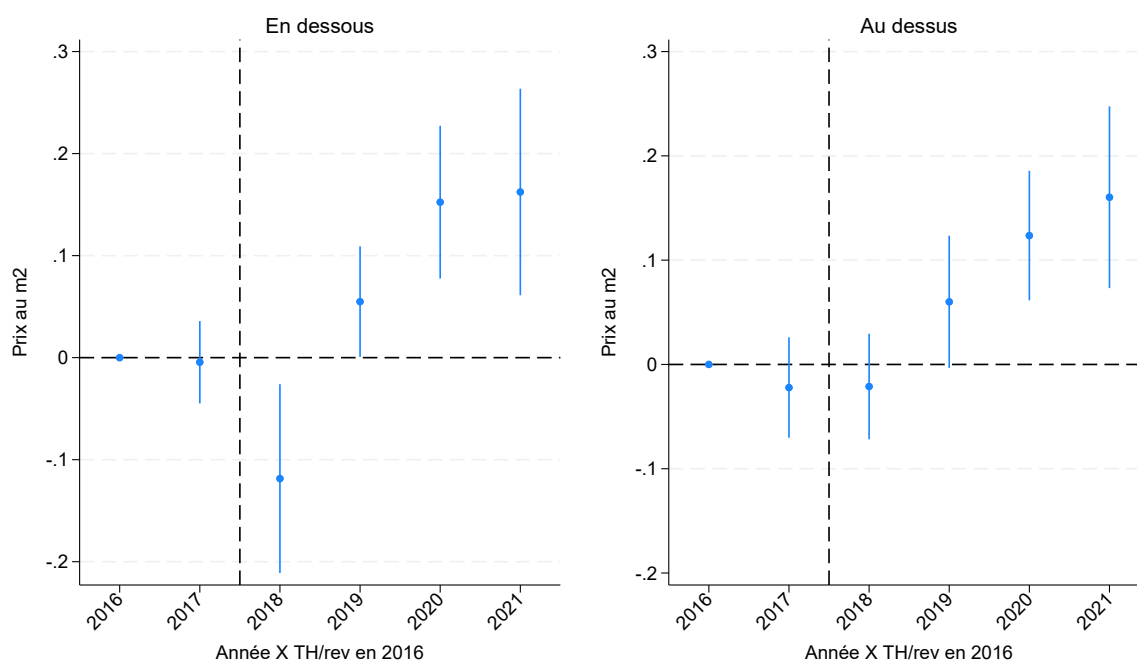
SOURCE : REL, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

**FIGURE A.20 – En-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV**



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des loyers. La première concerne les communes qui sont au-dessus (à droite) de la médiane nationale en terme de différence d'intensité de traitement (TH/revenus) à la commune à l'intensité de traitement la plus basse et la seconde pour celle au-dessus (à droite). Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. Les deux régressions contiennent des effets fixes communes et année. Le bassin de vie contenant la ville de Paris est exclu de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.  
SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

**FIGURE A.21 – En-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV**



NOTE : Le graphique présente les coefficients de deux régressions linéaires des loyers sur l'interaction entre l'intensité de traitement. La première concerne les communes qui sont au-dessus (à droite) de la médiane nationale en terme de différence d'intensité de traitement (TH/revenus) à la commune à l'intensité de traitement la plus basse et la seconde pour celle au-dessus (à droite). Les points représentent les coefficients et les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé. La régression contient des effets fixes communes et départementXannéeXsituation par rapport au minimum du BV. Le bassin de vie contenant la ville de Paris est exclu de la régression. La régression est pondérée par le nombre de foyers en 2016. L'année de référence omise est 2016. Le *clustering* des écarts types est au niveau commune.  
 SOURCE : REI, Ircom et Chapelle et Eyméoud (2022).

## A-6 Annexe au chapitre 7

### A-6.1 Statistiques descriptives par base de données

#### A-6.1.1 ERFS

TABLEAU A.2 – Statistiques descriptives (ERFS 2018)

	Moyenne	Médiane	p25	p75	SD	N
RFR	34462.16	26465	15871	41643	65378.35	23059
Nombre de parts fiscales	1.907964	2	1	2.5	.8642205	23059
Distance au seuil	-5805.118	-11594	-20543	-447	64502.59	22853
Ménages exonérés	.7490351	1	0	1	.4335778	23059
Taxe d'habitation du ménage payée en 2014	513.2436	397	164	677	534.4468	23059
Montant du loyer mensuel imputé	537.4441	493	385	636	242.4178	6651
Surface (en m2)	92.08336	86	66	110	40.45837	22661
delta_th	-97.43182	-74	-179	0	205.4789	11558
Delta Loyer	.3264887	-3	-106	103	215.9381	3409
Delta Loyer/m2	-.0238423	-.0535486	-1.777778	1.589377	3.936156	3254
Mobilité résidentielle (surface)	.0223702	0	0	0	.1478908	11265
Mobilité résidentielle (commune)	.0050784	0	0	0	.0710849	11224
Delta surface (en m2)	.152419	0	0	0	6.06756	11265

NOTE : Statistiques descriptives.

SOURCE : ERFS 2018.

A-6.1.2 SRCV

TABLEAU A.3 – Statistiques descriptives (SRCV 2018)

	Moyenne	Médiane	p25	p75	SD	N
Revenu disponible	40241.3	36110	24226	50745	21490.72	7247
Nombre de parts fiscales	1.930937	2	1	2.5	.8305747	7247
Distance au seuil	-534.0557	-4793	-11596	5920.5	16854.53	7240
Exonérés	.6369532	1	0	1	.4809114	7247
Loyer	483.3088	450	339	587	232.1266	2014
Loyer/m2	8.166714	6.693333	5.102564	9.5	7.935827	1914
Surface (m2)	101.2621	95	70	120	57.81341	6935
Delta TH	18.4131	0	0	20	154.9141	4764
Delta Loyer	7.666026	0	-1	9	92.48271	1560
Delta Loyer/m2	.0737572	0	-.0166664	.1428576	1.999498	1461
Mobilité résidentielle (question)	.0560531	0	0	0	.2300433	6030
Mobilité résidentielle (commune)	.0354549	0	0	0	.1849425	5782
Delta surface (en m2)	.6599022	0	0	0	11.03652	5519
Satisfaction vie	7.252557	7.5	6.5	8	1.562289	7197
Satisfaction logement	7.713924	8	7	9	1.525091	7220
Delta satisfaction logement	-.046389	0	-1	1	1.403108	5774
Delta satisfaction vie	.045166	0	-1	1	1.376623	5744

NOTE : Statistiques descriptives.

SOURCE : SRCV 2018.

## A-6.2 Résultats par base de données

### A-6.2.1 ERFS

TABLEAU A.4 – ERFS : Différence en différence en coupe

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TH	Surface m2	Loyer	Loyer/m2	Mobilité résidentielle (surface)	Mobilité résidentielle (commune)
Après 2017	-10.63 (-1.19)	-0.546 (-0.91)	15.76 (1.26)	0.615** (2.44)	0.000349 (0.13)	0.00185 (1.18)
En dessous du seuil	-654.7*** (-116.71)	-28.55*** (-69.93)	-264.1*** (-30.84)	-3.086*** (-19.14)	-0.00423** (-2.09)	0.00516*** (4.10)
En dessous et après 2017	-217.0*** (-23.67)	0.242 (0.38)	21.47* (1.68)	0.100 (0.39)	0.00145 (0.50)	-0.00798*** (-4.42)
Observations	128450	125873	38412	36982	62232	62130

t statistics in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression d'une différence en différence en coupe. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération.

SOURCE : ERFS.

TABLEAU A.5 – ERFS : Différence en différence en coupe (variables en variations)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delta TH	Delta Loyer	Delta Loyer/m2	Delta surface (en m2)
Après 2017	-20.88*** (-4.92)	-49.36*** (-3.09)	-0.833*** (-3.14)	-0.139 (-1.00)
En dessous du seuil	-26.33*** (-10.51)	-15.88 (-1.25)	-0.0512 (-0.25)	-0.348*** (-3.63)
En dessous et après 2017	-128.1*** (-27.93)	23.58 (1.44)	0.423 (1.55)	0.106 (0.71)
Observations	64243	19153	18083	62232

t statistics in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression d'une différence en différence en coupe. Les variables d'intérêt sont en variation par rapport à l'année antérieure. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération.

SOURCE : ERFS.

**TABLEAU A.6 – ERFS : RD mobilité résidentielle (approximé par le changement de surface)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Mobilité résidentielle (surface)				
En dessous du seuil	-0.00352 (-0.61)	-0.00475 (-0.98)	-0.00400 (-0.74)	-0.00604 (-1.28)	-0.00526 (-0.68)
Echantillon	2016	2017	2018	2019	2020
Obs	10,778	11,004	10,862	10,721	7,883

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Chaque colonne représente une année différente. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération.

SOURCE : ERFS.

**TABLEAU A.7 – ERFS : RD mobilité résidentielle (approximé par le changement de commune)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Mobilité résidentielle (commune)				
En dessous du seuil	0.00201 (0.41)	0.00249 (0.94)	-0.000645 (-0.25)	-0.00367 (-1.33)	-0.00759* (-1.69)
Echantillon	2016	2017	2018	2019	2020
Obs	10,761	10,987	10,821	10,732	7,885

*t* statistics in parentheses

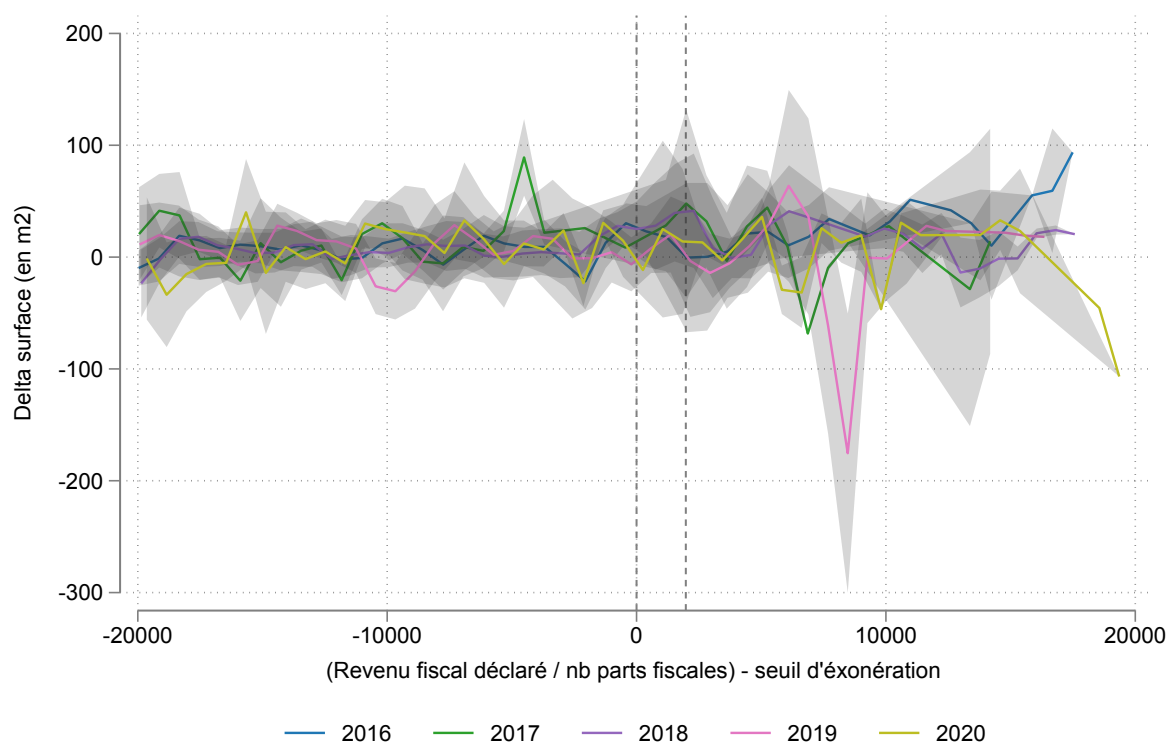
\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Chaque colonne représente une année différente. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération.

SOURCE : ERFS.



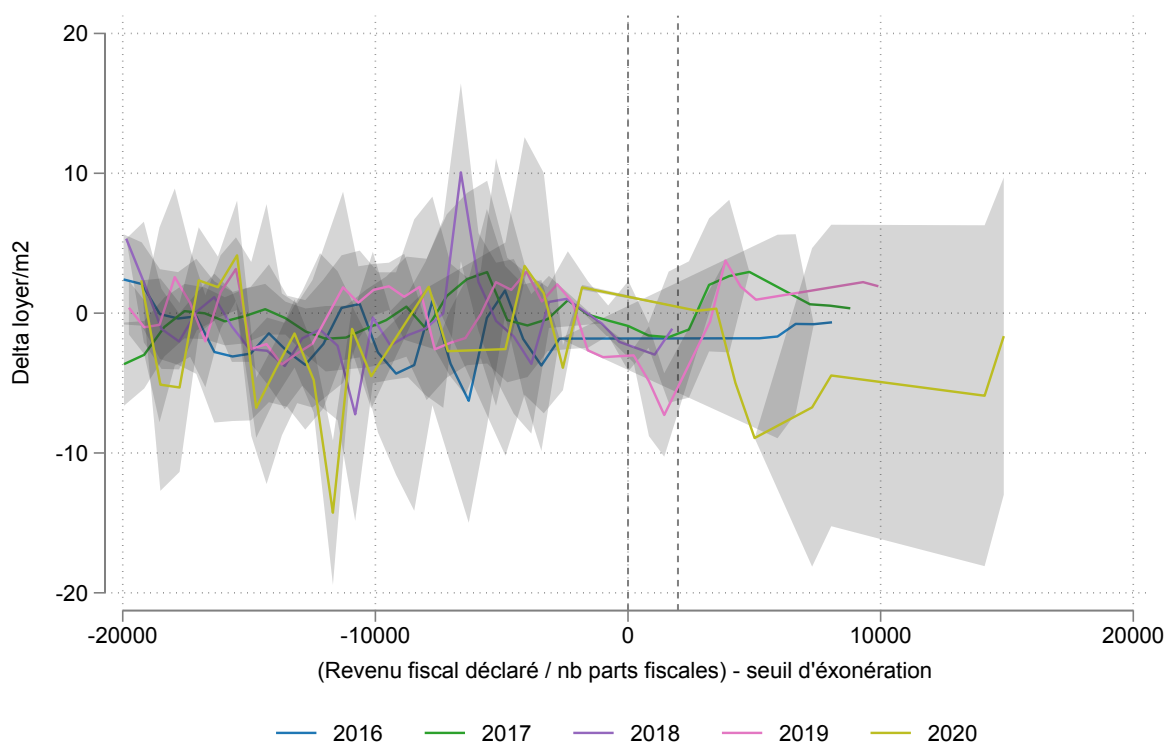
FIGURE A.22 – ERFS : Surface sachant mobilité



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zone grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle. L'échantillon est limité aux ménages ayant déménagé (approximé par un changement de surface).

SOURCE : ERFS.

FIGURE A.23 – ERFS : loyer/m2 sachant mobilité



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zone grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle. L'échantillon est limité aux ménages ayant déménagé (approximé par un changement de surface).

SOURCE : ERFS.

## A-6.2.2 SRCV

TABLEAU A.8 – SRCV : Différence en différence en coupe

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TH	Loyer	Loyer/m2	Surface (m2)	Mob. rés. (commune)	Mob. rés. (question)	Satisfaction vie	Satisfaction logement
Après 2017	-31.67** (-2.53)	1.097 (0.07)	-0.0157 (-0.04)	0.504 (0.41)	-0.00374 (-0.94)	0.00135 (0.27)	0.0441* (1.72)	0.0353 (1.46)
En dessous du seuil	-382.3*** (-59.16)	-254.3*** (-21.32)	-2.651*** (-7.73)	-26.10*** (-28.68)	0.00201 (0.55)	0.0138*** (2.89)	-0.635*** (-27.41)	-0.483*** (-22.03)
En dessous et après 2017	-148.5*** (-11.11)	10.11 (0.58)	0.0902 (0.19)	0.415 (0.27)	-0.00114 (-0.23)	-0.00939 (-1.54)	-0.0250 (-0.75)	-0.0667** (-2.09)
Observations	31027	10013	9379	33727	27849	25463	35385	35490

t statistics in parentheses

\* p &lt; 0.1, \*\* p &lt; 0.05, \*\*\* p &lt; 0.01

NOTE : Tableau de régression d'une différence en différence en coupe. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération. Étant donné le retard de la variable TH qui se réfère à l'année N-1, pour la première colonne l'année de traitement est décalée d'un an par rapport aux autres colonnes.

SOURCE : SRCV.

TABLEAU A.9 – SRCV : Différence en différence en coupe (variables en variations)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Delta TH	Delta Loyer	Delta Loyer/m2	Delta surface (en m2)	Delta satisfaction vie	Delta satisfaction logement
Après 2017	-85.88*** (-17.37)	0.780 (0.09)	0.0106 (0.07)	-0.796 (-1.33)	0.0499* (1.95)	0.0208 (0.84)
En dessous du seuil	-21.15*** (-7.41)	-11.24 (-1.50)	-0.0305 (-0.25)	-1.113*** (-2.86)	0.00670 (0.27)	-0.0383 (-1.62)
En dessous et après 2017	-85.69*** (-14.93)	4.774 (0.47)	0.0649 (0.36)	2.003** (2.07)	-0.0108 (-0.32)	0.0333 (1.02)
Observations	23119	7529	6944	26195	27653	27801

t statistics in parentheses

\* p &lt; 0.1, \*\* p &lt; 0.05, \*\*\* p &lt; 0.01

NOTE : Tableau de régression d'une différence en différence en coupe. Les variables d'intérêt sont en variation par rapport à l'année antérieure. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération. Étant donné le retard de la variable TH qui se réfère à l'année N-1, pour la première colonne l'année de traitement est décalée d'un an par rapport aux autres colonnes.

SOURCE : SRCV.

**TABLEAU A.10 – SRCV : RD mobilité résidentielle (approximé par le changement de commune)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Mobilité résidentielle (commune)				
En dessous du seuil	-0.0202 (-1.26)	0.0316** (2.49)	0.00672 (0.53)	-0.00859 (-0.71)	0.00573 (0.34)
Echantillon	2016	2017	2018	2019	2020
Obs	3,210	4,399	5,547	6,914	2,255

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Chaque colonne représente une année différente. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération.

SOURCE : ERFS.

**TABLEAU A.11 – SRCV : RD mobilité résidentielle (question)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Mobilité résidentielle (question)				
En dessous du seuil	-0.0132 (-0.66)	0.0294* (1.88)	-0.00615 (-0.41)	-0.0245* (-1.79)	0.0139 (0.72)
Echantillon	2016	2017	2018	2019	2020
Obs	3,291	4,507	5,790	7,205	2,269

*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Chaque colonne représente une année différente. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération.

SOURCE : ERFS.

**TABLEAU A.12 – SRCV : Différence en différence en panel**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TH	Loyer	Loyer/m2	Surface (m2)	Mob. rés. (commune)	Mob. rés. (question)	Satisfaction vie	Satisfaction logement
En dessous et après 2017	-84.47*** (-16.41)	-7.845 (-1.26)	-0.106 (-0.70)	-1.168 (-1.21)	0.000238 (0.04)	-0.00148 (-0.22)	0.0189 (0.71)	-0.00603 (-0.23)
Observations	30261	9614	8967	33303	27135	24894	35036	35145

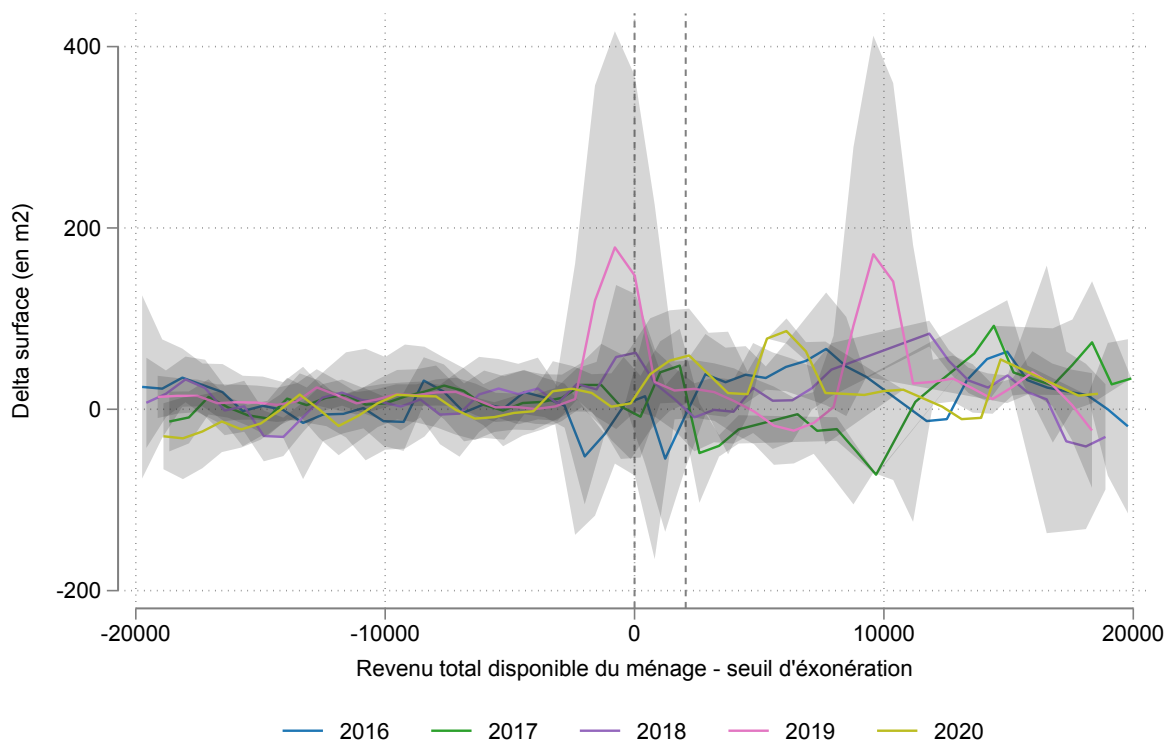
*t* statistics in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression d'une différence en différence en panel avec effets fixes ménage et effets fixes année. Les variables d'intérêt sont en variation par rapport à l'année antérieure. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le maximum du second seuil d'exonération. Étant donné le retard de la variable TH qui se réfère à l'année N-1, pour la première colonne l'année de traitement est décalée d'un an par rapport aux autres colonnes.

SOURCE : SRCV.

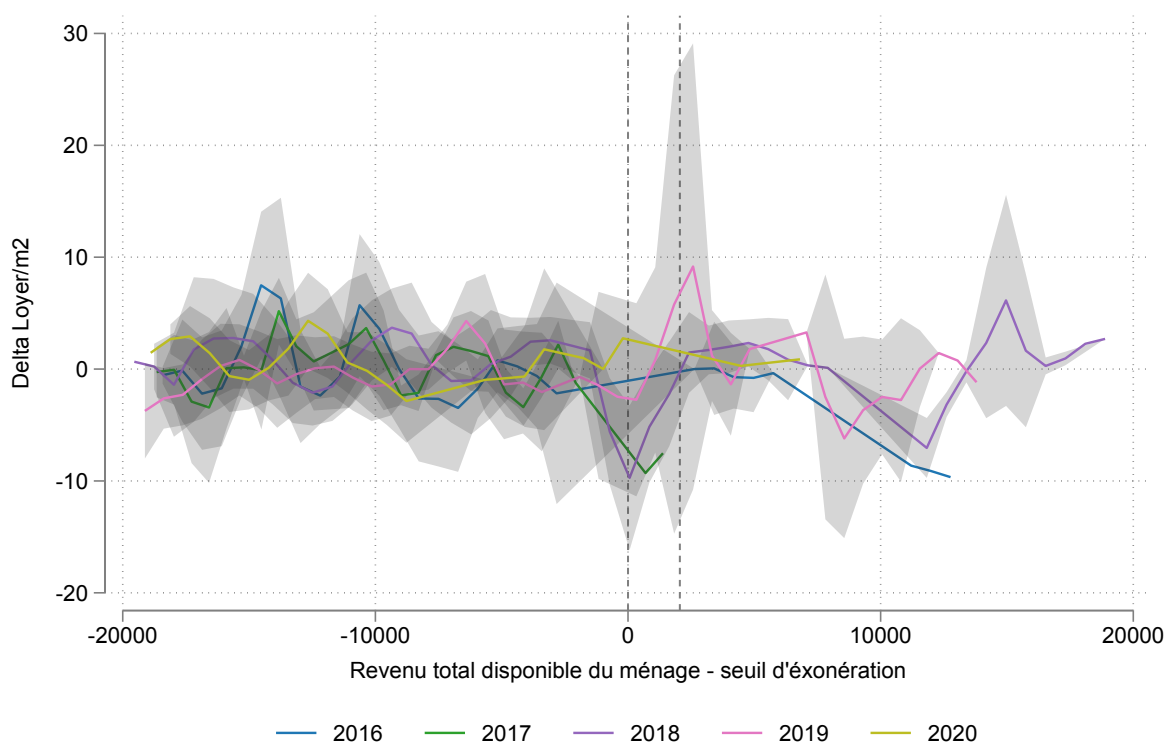
FIGURE A.24 – SRCV : Surface sachant mobilité



NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zone grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle. L'échantillon est limité aux ménages ayant déménagé (selon la variable du questionnaire).

SOURCE : SRCV.

FIGURE A.25 – SRCV : loyer/m2 sachant mobilité

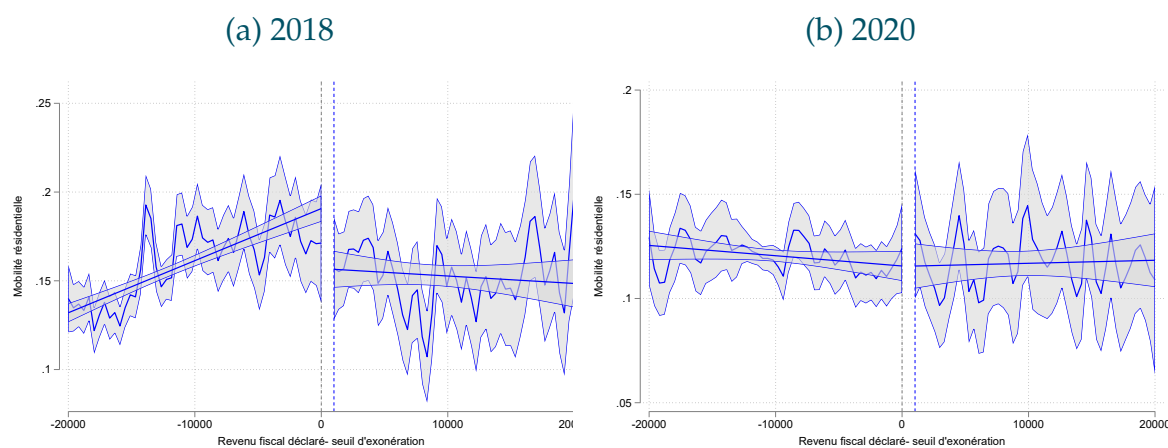


NOTE : Le graphique présente le niveau (lissé par un polynôme local) de la variable d'intérêt en fonction de la distance au seuil du revenu des ménages. Pour chaque composition du ménage ce seuil change. Chaque ligne représente une millésime différent de la base, et les zone grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0 et la seconde de 2052€, c'est à dire l'écart maximal sur la période entre le second et le premier seuil. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle. L'échantillon est limité aux ménages ayant déménagé (selon la variable du questionnaire).

SOURCE : SRCV.

## A-6.2.3 Fidéli

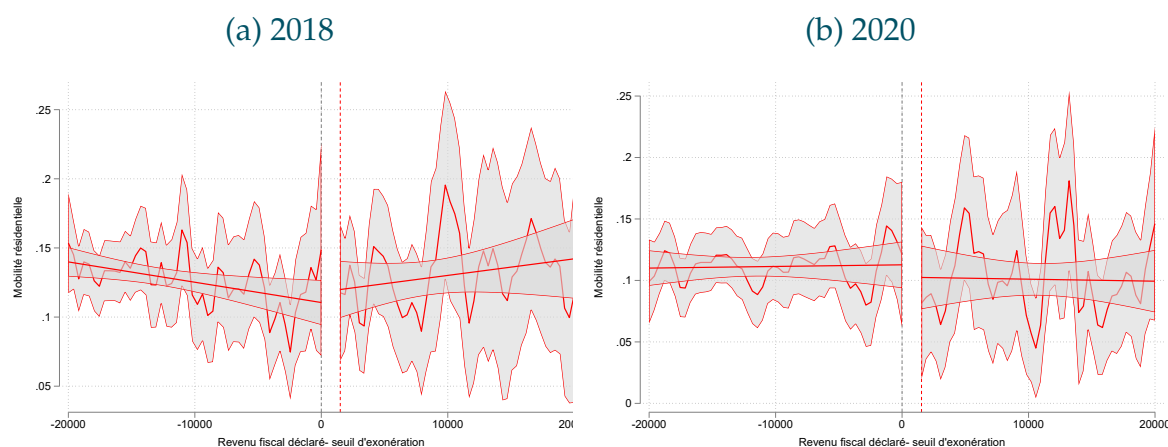
FIGURE A.26 – Fidéli-Félin 1 part



NOTE : Le graphiques présentent le niveau (lissé par un polynôme local et une droite de régression) de la mobilité résidentielle en fonction de la distance au seuil du revenu des foyers à une seule part fiscale. Les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0. La seconde ligne verticale correspond à gauche à 1000€ et à droite à 1026€ soit les distances entre les deux seuils en 2018 et 2020 pour les foyers à une seule part fiscale. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : Fidéli et Félin.

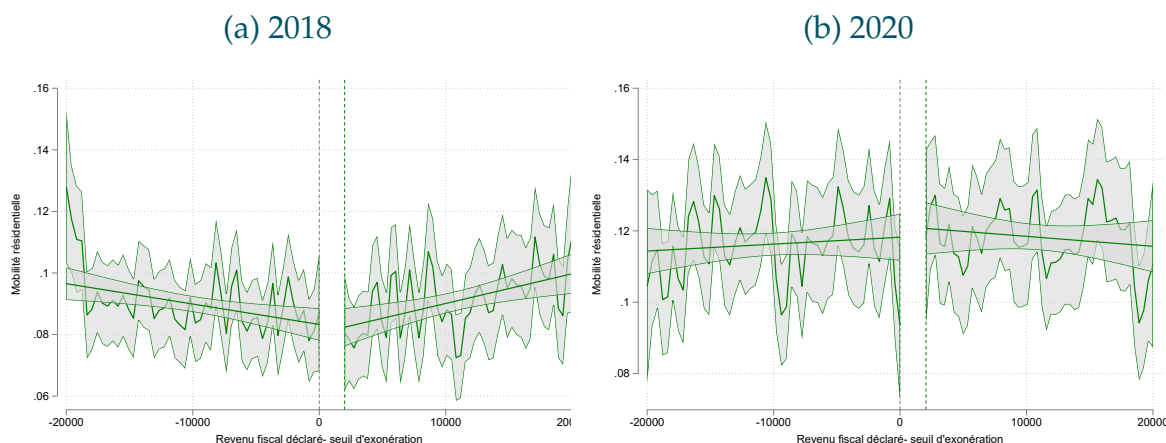
FIGURE A.27 – Fidéli-Félin 1,5 part



NOTE : Le graphiques présentent le niveau (lissé par un polynôme local et une droite de régression) de la mobilité résidentielle en fonction de la distance au seuil du revenu des foyers à une part fiscale et demi. Les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0. La seconde ligne verticale correspond à gauche à 1500€ et à droite à 1539€ soit les distances entre les deux seuils en 2018 et 2020 pour les foyers à une part fiscale et demi. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : Fidéli et Félin.

FIGURE A.28 – Fidéli-Félin 2 parts et plus



NOTE : Le graphiques présentent le niveau (lissé par un polynôme local et une droite de régression) de la mobilité résidentielle en fonction de la distance au seuil du revenu des foyers à deux parts fiscales ou plus. Les zones grisées sont les intervalles de confiance à 95 %. La première ligne verticale correspond à une distance au premier d'exonération seuil de 0. La seconde ligne verticale correspond à gauche à 2000€ et à droite à 2052€ soit les distances entre les deux seuils en 2018 et 2020 pour les foyers à deux parts fiscales ou plus. Au delà du second seuil, aucun foyer ne bénéficie d'une exonération même partielle.

SOURCE : Fidéli et Félin.

TABLEAU A.13 – Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1 part fiscale 2018

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	mobilité résidentielle					
Au-dessus du seuil	-0.0324*** (-9.54)	-0.0533*** (-10.44)	-0.0342*** (-4.97)	-0.0312*** (-4.60)	0.000252 (0.02)	0.0113 (0.84)
RDD	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3
Echantillon	Complet	Complet	Complet	+/- 20k	+/- 20k	+/- 20k
N	128,208	128,208	128,208	72,032	72,032	72,032

t statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Chaque colonne représente une année différente. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le second seuil d'exonération. Chaque colonne varie selon le nombre du polynôme utilisé ou l'échantillon utilisé.

SOURCE : Fidéli et Félin.



**TABLEAU A.14 – Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1 part fiscale 2020**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			mobilité résidentielle			
Au-dessus du seuil	-0.00124 (-0.41)	0.00465 (0.96)	0.0106* (1.70)	0.00105 (0.16)	0.00407 (0.43)	0.00539 (0.44)
RDD	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3
Echantillon	Complet	Complet	Complet	+/- 20k	+/- 20k	+/- 20k
N	111,618	111,618	111,618	61,225	61,225	61,225

t statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression sur la mobilité résidentielle en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le second seuil d'exonération. Chaque colonne varie selon le nombre du polynôme utilisé ou l'échantillon utilisé.

SOURCE : Fidéli et Félin.

**TABLEAU A.15 – Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1,5 part fiscale 2018**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			mobilité résidentielle			
Au-dessus du seuil	0.00688 (1.10)	0.0133 (1.35)	0.0173 (1.29)	0.00321 (0.23)	-0.00361 (-0.17)	-0.00385 (-0.14)
RDD	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3
Echantillon	Complet	Complet	Complet	+/- 20k	+/- 20k	+/- 20k
N	33,886	33,886	33,886	13,376	13,376	13,376

t statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression sur la mobilité résidentielle en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le second seuil d'exonération. Chaque colonne varie selon le nombre du polynôme utilisé ou l'échantillon utilisé.

SOURCE : Fidéli et Félin.

**TABLEAU A.16 – Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1,5 part fiscale 2020**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			mobilité résidentielle			
Au-dessus du seuil	0.00667 (0.93)	0.000876 (0.08)	-0.00543 (-0.35)	0.00747 (0.44)	0.0143 (0.56)	0.00250 (0.08)
RDD	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3
Echantillon	Complet	Complet	Complet	+/- 20k	+/- 20k	+/- 20k
N	22,201	22,201	22,201	8,165	8,165	8,165

t statistics in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

NOTE : Tableau de régression sur la mobilité résidentielle en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le second seuil d'exonération. Chaque colonne varie selon le nombre du polynôme utilisé ou l'échantillon utilisé.

SOURCE : Fidéli et Félin.

**TABLEAU A.17 – Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 2 parts fiscales et plus 2018**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	mobilité résidentielle					
Au-dessus du seuil	0.0192*** (10.87)	0.0263*** (11.09)	0.0112*** (3.69)	0.000276 (0.06)	-0.00305 (-0.48)	0.00105 (0.13)
RDD	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3
Echantillon	Complet	Complet	Complet	+/- 20k	+/- 20k	+/- 20k
N	323,658	323,658	323,658	79,615	79,615	79,615

t statistics in parentheses

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

NOTE : Tableau de régression sur la mobilité résidentielle en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le second seuil d'exonération. Chaque colonne varie selon le nombre du polynôme utilisé ou l'échantillon utilisé.

SOURCE : Fidéli et Félin.

**TABLEAU A.18 – Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 2 parts fiscales et plus 2020**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	mobilité résidentielle					
Au-dessus du seuil	0.000367 (0.18)	0.0000233 (0.01)	-0.00336 (-0.94)	-0.000451 (-0.09)	-0.00219 (-0.29)	-0.000969 (-0.10)
RDD	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3	Polynome degré 1	Polynome degré 2	Polynome degré 3
Echantillon	Complet	Complet	Complet	+/- 20k	+/- 20k	+/- 20k
N	354,600	354,600	354,600	70,715	70,715	70,715

t statistics in parentheses

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

NOTE : Tableau de régression sur la mobilité résidentielle en discontinuité paramétrique avec un polynôme du deuxième degré. Sont retirés de la régression les ménages situés entre le premier seuil et le second seuil d'exonération. Chaque colonne varie selon le nombre du polynôme utilisé ou l'échantillon utilisé.

SOURCE : Fidéli et Félin.

## RÉFÉRENCES

- Adam, S., Hodge, L., Phillips, D., et Xu, X. (2020). *Revaluation and reform : bringing council tax in England into the 21st century*. Number R168. IFS Report.
- Arbel, Y., Fialkoff, C., et Kerner, A. (2017). Removal of renter's illusion : Property tax compliance among renters and owner-occupiers. *Regional Science and Urban Economics*, 66, p. 150–174.
- Blom-Hansen, J. (2005). Renter illusion : Fact or fiction? *Urban Studies*, 42(1), p. 127–140.
- Boutchenik, B., Bruguét, M., et Polard, G. (2022). Les conditions de logement des ménages résidant en France en 2020. *Datalab Essentiel*, (296).
- Braakmann, N. et McDonald, S. (2020). Housing subsidies and property prices : Evidence from England. *Regional science and urban economics*, 80, p. 103374.
- Brewer, M., Browne, J., Emmerson, C., Hood, A., et Joyce, R. (2019). The curious incidence of rent subsidies : Evidence of heterogeneity from administrative data. *Journal of Urban Economics*, 114, p. 103198.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., et Titiunik, R. (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica*, 82(6), p. 2295–2326.
- Carbonnier, C. (2019). L'impact distributif de la fiscalité locale sur les ménages en France. *Économie et Statistique*, p. 507–508.

- Chapelle, G. et Eyméoud, J. B. (2022). Can big data increase our knowledge of local rental markets? a dataset on the rental sector in france. *PloS one*, 17(1).
- England, R. W. (2016). Tax incidence and rental housing : a survey and critique of research. *National Tax Journal*, 69(2), p. 435–460.
- Eriksen, M. D. et Ross, A. (2015). Housing vouchers and the price of rental housing. *American Economic Journal : Economic Policy*, 7(3), p. 154–176.
- Fabre, B. (2020). Suppression de la taxe d'habitation et réallocation de la fiscalité locale. Technical report.
- Fack, G. (2006). Are housing benefit an effective way to redistribute income? evidence from a natural experiment in france. *Labour Economics*, 13(6), p. 747–771.
- Fagereng, A., Gomez, M., Gouin-Bonenfant, E., Holm, M., Moll, B., et Natvik, G. (2023). Asset-price redistribution. Technical report, Working Paper.
- Ferreira, F. (2010). You can take it with you : Proposition 13 tax benefits, residential mobility, and willingness to pay for housing amenities. *Journal of Public Economics*, 94(9-10), p. 661–673.
- Gibbons, S. et Manning, A. (2006). The incidence of uk housing benefit : Evidence from the 1990s reforms. *Journal of Public Economics*, 90(4-5), p. 799–822.
- Gislain-Létrémy, C., Trevien, C., et al. (2022). The long-term impact of housing subsidies on the rental sector : the french example. Technical report.
- Hyslop, D. R. et Rea, D. (2019). Do housing allowances increase rents? evidence from a discrete policy change. *Journal of housing economics*, 46, p. 101657.
- Kangasharju, A. (2010). Housing allowance and the rent of low-income households. *Scandinavian Journal of Economics*, 112(3), p. 595–617.

- Laferrère, A. et Le Blanc, D. (2004). How do housing allowances affect rents? an empirical analysis of the french case. *Journal of Housing Economics*, 13(1), p. 36–67.
- Madec, P. et Plane, M. (2017). Evaluation de la réforme de la taxe d’habitation d’emmanuel macron. *OFCE policy brief*, (18), p. 1–13.
- Rubolino, E. et Giommoni, T. (2023). Taxation and mobility : Evidence from tax decentralization in italy.
- Sánchez, A. C. et Andrews, D. (2011). Residential mobility and public policy in oecd countries. *OECD Journal : Economic Studies*, 2011(1), p. 1–22.
- Susin, S. (2002). Rent vouchers and the price of low-income housing. *Journal of Public Economics*, 83(1), p. 109–152.
- Trésor, D. (2017). Le redressement de l’investissement immobilier résidentiel est-il durable? *Trésor-Éco*, (201).
- Van Ommeren, J. et Van Leuvensteijn, M. (2005). New evidence of the effect of transaction costs on residential mobility. *Journal of regional Science*, 45(4), p. 681–702.
- Viren, M. (2013). Is the housing allowance shifted to rental prices? *Empirical Economics*, 44, p. 1497–1518.



## LISTE DES TABLEAUX

2.1	Statistiques descriptives (selon TH/recettes) . . . . .	28
2.2	Statistiques descriptives (selon TH/Revenus) en 2016 . . . . .	32
A.1	Statistiques descriptives (selon TH/Revenus) en 2016 (suite) . . . . .	125
A.2	Statistiques descriptives (ERFS 2018) . . . . .	135
A.3	Statistiques descriptives (SRCV 2018) . . . . .	136
A.4	ERFS : Différence en différence en coupe . . . . .	137
A.5	ERFS : Différence en différence en coupe (variables en variations) . .	137
A.6	ERFS : RD mobilité résidentielle (approximé par le changement de surface) . . . . .	138
A.7	ERFS : RD mobilité résidentielle (approximé par le changement de commune) . . . . .	138
A.8	SRCV : Différence en différence en coupe . . . . .	141
A.9	SRCV : Différence en différence en coupe (variables en variations) . .	141
A.10	SRCV : RD mobilité résidentielle (approximé par le changement de commune) . . . . .	142
A.11	SRCV : RD mobilité résidentielle (question) . . . . .	142
A.12	SRCV : Différence en différence en panel . . . . .	142
A.13	Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1 part fiscale 2018 . . . . .	146
A.14	Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1 part fiscale 2020 . . . . .	147
A.15	Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1,5 part fiscale 2018 . . . . .	147

A.16 Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 1,5 part fiscale 2020 . . . . .	147
A.17 Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 2 parts fiscales et plus 2018 . .	148
A.18 Fidéli-Félin : RD mobilité résidentielle 2 parts fiscales et plus 2020 . .	148



## LISTE DES FIGURES

1.1	TH selon le REI - Base 100 en 2016 . . . . .	23
2.1	Distribution de la TH (commune) / (Recettes totales) en 2016. . . . .	28
2.2	Distribution des quartiles de TH/Recettes selon la taille de l'unité urbaine. . . . .	29
2.3	Distribution de la TH (commune+intercommunalité) / revenus. . .	31
2.4	Distribution des quartiles de TH/Revenus selon la taille de l'unité urbaine. . . . .	32
2.5	Géographie (quintiles d'exposition) . . . . .	33
2.6	Distribution des communes selon les montant de TH en € et le coef- ficient correcteur . . . . .	35
2.7	Évolution des montants de TH selon le coefficient correcteur . . . . .	36
2.8	Évolution des montants de TFPB selon le coefficient correcteur . . . . .	37
4.1	Evolution des taux communaux de TFPB (Paris exclu) . . . . .	46
4.2	Taux de TFPB . . . . .	47
4.3	Taux de TFPB sans part départementale . . . . .	48
4.4	Régression des taux de TFPB selon le coefficient correcteur . . . . .	49
4.5	Régression des taux de TFPB sans part départementale selon le co- efficient correcteur . . . . .	50
4.6	THLV . . . . .	52
4.7	THLV . . . . .	53

5.1	Distribution des prix immobiliers moyens par communes par an (source DVF) . . . . .	57
5.2	Evolution des prix immobiliers par an (source DVF) . . . . .	58
5.3	Corrélation évolution des prix immobiliers et intensité de traite- ment (avec Paris) . . . . .	59
5.4	Corrélation évolution des prix immobiliers et intensité de traite- ment (sans Paris) . . . . .	60
5.5	Effets sur les prix immobiliers . . . . .	62
5.6	Effets sur les prix immobiliers (Effets fixes département X année) . .	63
5.7	Effets sur les prix immobiliers par quartile . . . . .	64
5.8	Régression par quartile - coefficients ajoutés . . . . .	65
5.9	Corrélation intensité de traitement et nombre de foyers fiscaux (en log) . . . . .	67
5.10	Question de la population . . . . .	69
5.11	Evolution des prix par quartiles de propriétaires occupants . . . . .	71
5.12	Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013 . . . . .	72
5.13	Evolution des prix par quartiles de nombre de foyers . . . . .	73
5.14	Hétérogénéité par taille de commune . . . . .	74
5.15	Intensité du traitement à un niveau agrégé . . . . .	75
5.16	Evolution des prix par quartiles de traitement à un niveau agrégé . .	76
5.17	En-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV .	77
5.18	n-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV . .	78
5.19	BV ou commune . . . . .	79
6.1	Evolution des prix des loyers . . . . .	83
6.2	Loyer moyen . . . . .	84
6.3	Loyer moyen : par quartiles . . . . .	85
6.4	Robustesse loyers . . . . .	87

6.5	Hétérogénéité par niveau initial de loyers (pondéré et sans Paris) . . .	89
6.6	Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013 (pondéré et sans Paris) . . . . .	90
6.7	Hétérogénéité par part des propriétaires occupants 2013 (pondéré) .	91
6.8	Hétérogénéité par taille de commune . . . . .	92
6.9	Hétérogénéité par taille de commune . . . . .	93
6.10	BV ou commune . . . . .	94
7.1	Première étape : ERFS . . . . .	106
7.2	Première étape : SRCV . . . . .	107
7.3	ERFS : mobilité (changement de surface) . . . . .	108
7.4	ERFS : mobilité (changer de commune) . . . . .	109
7.5	SRCV : mobilité . . . . .	110
7.6	SRCV : mobilité (changer de commune) . . . . .	111
7.7	Fidéli-Félin 2018 : mobilité résidentielle . . . . .	113
7.8	Fidéli-Félin 2020 : mobilité résidentielle . . . . .	114
7.9	SRCV : satisfaction dans le logement . . . . .	116
7.10	SRCV : satisfaction dans la vie . . . . .	117
A.11	Évolution des montants de TH selon le coefficient correcteur (avec intercommunalité) . . . . .	124
A.12	Distribution des quartiles de TH/Recettes selon la taille de l'unité urbaine (Paris exclu). . . . .	125
A.13	Distribution des quartiles de TH/Revenus selon la taille de l'unité urbaine (hors ville de Paris). . . . .	126
A.14	Question des revenus . . . . .	127
A.15	Question des résidences secondaires . . . . .	128
A.16	Taille de commune X % de propriétaires occupants . . . . .	129
A.17	Question des revenus . . . . .	130

A.18 Question des résidences secondaires . . . . .	131
A.19 Intensité du traitement à un niveau agrégé . . . . .	132
A.20 En-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV .	133
A.21 En-dessous/ au-dessus médiane de la différence au plus bas du BV .	134
A.22 ERFS : Surface sachant mobilité . . . . .	139
A.23 ERFS : loyer/m2 sachant mobilité . . . . .	140
A.24 SRCV : Surface sachant mobilité . . . . .	143
A.25 SRCV : loyer/m2 sachant mobilité . . . . .	144
A.26 Fidéli-Félin 1 part . . . . .	145
A.27 Fidéli-Félin 1,5 part . . . . .	145
A.28 Fidéli-Félin 2 parts et plus . . . . .	146



L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par l'École d'économie de Paris (PSE) et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE et le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE a pour ambition de développer, au plus haut niveau international, la recherche en économie et la diffusion de ses résultats. Elle rassemble une communauté de près de 140 chercheurs et 200 doctorants, et offre des enseignements en Master, École d'été et Executive education à la pointe de la discipline économique. Fondée par le CNRS, l'EHESS, l'ENS, l'École des Ponts-ParisTech, l'INRA, et l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, PSE associe à son projet des partenaires privés et institutionnels. Désormais solidement installée dans le paysage universitaire mondial, la fondation décloisonne ce qui doit l'être pour accomplir son ambition d'excellence : elle associe l'université et les grandes écoles, nourrit les échanges entre l'analyse économique et les autres sciences sociales, inscrit la recherche académique dans la société, et appuie les travaux de ses équipes sur de multiples partenariats. [www.parisschoolofeconomics.eu](http://www.parisschoolofeconomics.eu)



Le GENES est un établissement public d'enseignement supérieur et de recherche. Au sein du GENES, le CREST est un centre de recherche interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales regroupant des chercheurs de l'ENSAE Paris, de l'ENSAI, du département d'économie de l'École polytechnique et du CNRS. Centre interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales, le CREST est organisé en quatre thématiques : économie, statistiques, finance-assurance et sociologie. La culture commune des équipes est celle d'un attachement fort aux méthodes quantitatives, aux données, à la modélisation mathématiques, et d'allers-retours continus entre les modèles théoriques et les preuves empiriques permettant d'analyser des problématiques sociétales et économiques concrètes. <http://crest.science>

