

apur

CESAER



SeLoger

Impact de l'encadrement des loyers à Paris et 6 autres villes régulées¹ : actualisation de l'étude

Marie Breuillé², Camille Grivault³, Yoann Morin⁴, Martin Regnaud^{2,5}

Avril 2026

¹ Cette étude a grandement bénéficié de la mise à disposition de données par le groupe AVIV (Meilleurs Agents et SeLoger) ainsi que de l'expertise de Stéphanie Jankel, Jean-François Arènes et Valentine Thomas de l'APUR, Julie Le Gallo (IAD), Geneviève Prandi (OLAP), Agnès Guerin-Battesti de la DLH, Jean-Claude Driant (EUP), Pierre Madec (OFCE), Mariona Segú et plus largement des membres du comité scientifique.

² Centre d'Économie et de Sociologie appliquées à l'Agriculture et aux Espaces Ruraux (UMR CESAER)

³ Géographe, indépendant

⁴ LéP, Université de Poitiers

⁵ AVIV group (Meilleurs Agents et SeLoger)

Table des matières

| | |
|--|-----------|
| INTRODUCTION | 3 |
| 1. REVUE DE LA LITTERATURE | 5 |
| 2. MESURE D'IMPACT DE L'ENCADREMENT DES LOYERS A PARIS SUR DONNEES DU GROUPE SELOGER..... | 7 |
| 2.1. Données du groupe SeLoger | 7 |
| 2.1.1. Collecte et contenu des bases de données..... | 7 |
| 2.1.2. Traitements réalisés..... | 9 |
| 2.1.3. Analyse statistique des dépassements de loyers..... | 9 |
| 2.2. Méthodologie..... | 20 |
| 2.2.1. Avantages et limites des principales méthodes d'inférence causale pour évaluer l'impact de l'encadrement des loyers | 20 |
| 2.2.2. La méthode de la différence-de-différences..... | 21 |
| 2.3. Résultats..... | 27 |
| 2.3.1. Evaluation de l'impact de l'encadrement des loyers parisiens..... | 27 |
| 2.3.2. Analyse d'hétérogénéité par rapport aux caractéristiques..... | 28 |
| 2.3.3. Analyse d'hétérogénéité par niveau de contrainte des loyers | 33 |
| 2.3.4. Effet de l'encadrement parisien si tous les biens avaient un loyer inférieur ou égal au seuil maximum autorisé..... | 35 |
| 2.3.5. Analyse de robustesse à l'hypothèse de tendances parallèles..... | 36 |
| 2.3.6. Analyse de robustesse en excluant Grenoble du groupe de contrôle..... | 39 |
| 2.3.7. Evaluation de l'impact de l'encadrement des loyers à Paris et dans 6 autres villes régulées | 40 |
| 2.3.7. Effets de l'encadrement sur l'offre de biens en location | 42 |
| CONCLUSION | 46 |
| REFERENCES..... | 47 |
| ANNEXES | 48 |

Introduction

Paris est la première ville française à avoir instauré l'encadrement des loyers, et ce à deux reprises. Dans le cadre de la loi ALUR du 24 mars 2014, l'encadrement des loyers parisiens est tout d'abord entré en vigueur du 1^{er} août 2015 jusqu'au 28 novembre 2017, date de son annulation par décision du tribunal administratif de Paris (confirmée en appel en juin 2018). Depuis le 1^{er} juillet 2019, un nouveau dispositif d'encadrement a pris la forme d'une expérimentation pour une durée initialement prévue pour 5 années dans le cadre de la loi ELAN du 23 novembre 2018, qui a été prolongée par la loi « 3DS » du 21 février 2022 de 3 années supplémentaires, soit jusqu'au 23 novembre 2026. Dans la continuité de Paris, d'autres villes et des établissements publics de coopération intercommunale (EPCI) appartenant à des « zones tendues » ont instauré le dispositif expérimental d'encadrement des loyers : Lille, Hellemmes et Lomme depuis le 1^{er} mars 2020, les 9 communes de l'EPCI de Plaine Commune depuis le 1^{er} juin 2021, Lyon et Villeurbanne depuis le 1^{er} novembre 2021, les 9 communes de l'EPCI d'Est Ensemble depuis le 1^{er} décembre 2021, Montpellier depuis le 1^{er} juillet 2022, Bordeaux depuis le 15 juillet 2022, 24 communes du Pays Basque depuis le 25 novembre 2024 et 21 communes de Grenoble Alpes Métropole depuis le 20 janvier 2025, soit 71 villes au total. Marseille et l'agglomération d'Annemasse devraient rejoindre le dispositif courant 2026. Par ailleurs, une loi du 13 juin 2025 ouvre l'expérimentation à 38 villes ultramarines jusqu'en 2027.

Une évaluation de ce dispositif expérimental est explicitement prévue par la loi, ce qui a conduit la Ville de Paris à confier à l'APUR une étude inscrite dès 2022 dans son programme de travail, pour laquelle notre équipe de recherche a été missionnée. L'évaluation de cette politique publique requiert la mise en œuvre de méthodes capables d'identifier l'effet causal de l'encadrement, en particulier sur les montants des loyers et sur l'offre de locations, parmi les autres facteurs susceptibles d'exercer une influence (e.g., loi Climat et résilience, remontée des taux d'intérêt, crise énergétique ou encore guerre en Ukraine). Plus précisément, ces méthodes consistent à reconstituer un contrefactuel dans le cadre d'une expérience quasi-naturelle pour mesurer l'effet causal en comparant les loyers (ou l'offre de locations) observés avec ceux qui l'auraient été en l'absence du dispositif. Si ces méthodes ont déjà été mobilisées pour évaluer des dispositifs d'encadrement des loyers à l'étranger, elles l'ont été pour la première fois sur le dispositif français dans le cadre de notre étude co-écrite avec Julie Le Gallo en avril 2024 et publiée dans une revue académique internationale (Morin et al., 2025).

Cette troisième étude s'inscrit dans la continuité de deux études précédentes. La première étude publiée en avril 2024 révélait, sur la base des données d'annonces du groupe SeLoger, que la part des annonces avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré s'élevait à 38% entre juillet 2022 et juin 2023, soit une réduction de plus de 8 points par rapport à l'année pré-introduction du dispositif. Les dépassements étaient plus élevés pour les logements meublés que pour les non meublés, avec un écart de presque 20 points. Des écarts de même ampleur pouvaient s'observer entre secteurs géographiques. Les écarts de dépassement étaient en revanche nettement moins marqués selon le nombre de pièces et l'époque de construction. Sur ces données d'annonces, nous montrions que l'encadrement des loyers parisiens avait conduit à une baisse des loyers comprises entre 3,7 et 4,2% entre juillet 2019 et juin 2023. L'efficacité de ce dispositif s'est accrue au fil des années. Si cet effet était beaucoup plus prononcé pour les petites surfaces/les studios, il était en revanche relativement homogène selon les époques de construction, le type de location (meublé/non meublé) ou le secteur géographique. Nous retrouvions un impact de l'encadrement des loyers d'ampleur similaire en estimant l'effet de l'encadrement sur les données SeLoger avec notre groupe de contrôle en province d'une part, et en estimant l'effet de l'encadrement sur les données de référence de voisinage de l'OLAP avec un modèle de différence de différences alternatif qui tient compte des externalités sur les communes franciliennes les plus proches de Paris d'autre part, et ce sur la période réduite allant de juillet 2019 à mai 2021 pour ne pas biaiser l'analyse du fait de la mise en œuvre du dispositif d'encadrement dans deux EPT voisins, alors même que la capacité du dispositif à réduire les loyers

avait été plus forte sur la période récente. Nous montrions que l'encadrement avait entraîné une baisse des loyers comprise entre 2,8 et 3,1% entre juillet 2019 et mai 2021.

La seconde étude, publiée en juin 2025, actualisait ces résultats en intégrant une année supplémentaire de données (jusqu'à juin 2024) et étendait l'analyse à 5 autres villes régulées (Lille, Lyon, Villeurbanne, Bordeaux et Montpellier). Elle portait l'effet estimé à Paris à -5,2 % sur la période juillet 2019-juin 2024, avec une intensification progressive atteignant -8,2 % sur la dernière année. Le taux de dépassement remontait à 43,2 % entre juillet 2023 et juin 2024. L'analyse multi-villes confirmait l'efficacité du dispositif au-delà du seul marché parisien (-4,4 % dans les 5 autres villes), et aucun effet durable sur l'offre locative ne lui était imputable. La présente étude prolonge ce travail en couvrant la période jusqu'au 30 juin 2025 et en intégrant pour la première fois Grenoble parmi les villes analysées.

Les conséquences du premier dispositif d'encadrement avaient auparavant été analysées par Malard et Poulhès (2020) pour le Commissariat général au développement durable, sur la base de données collectées par l'OLAP. À l'aide d'un modèle logistique, ils prédisent un taux de dépassement théorique sur la période d'encadrement et le comparent avec le taux observé. Cette méthode fige les effets fixes temporels aux périodes antérieures, et risque ainsi de conduire à un biais dans la mesure de l'effet de l'encadrement, qui peut être surestimé ou sous-estimé par l'effet simultané d'autres chocs (remontée des taux d'intérêt, loi Climat et résilience, etc.). Sans utilisation de contrefactuel qui aurait subi tous les autres chocs à l'exclusion de l'encadrement, il n'est pas possible d'isoler l'effet causal de l'encadrement. De plus, ils rétropolent à la période antérieure (entre le 1^{er} janvier 2014 et le 31 juillet 2015) les seuils de l'encadrement au 1^{er} août 2015 afin de calculer le taux de dépassement pré-encadrement, avec pour conséquence de potentiellement sous-estimer ce taux en raison du trend de hausse des loyers.

Un suivi régulier de l'évolution des loyers depuis leur encadrement est réalisé par l'Observatoire des Loyers de l'Agglomération Parisienne (OLAP). Dans sa dernière note parue en 2025, l'OLAP observe que 32% des loyers des baux conclus en 2023 excèdent le plafond, avec un dépassement moyen de 14,2% du loyer total. Par ailleurs, un baromètre de l'encadrement des loyers, élaboré conjointement par la Ville de Paris et la fondation Abbé Pierre en 2021, est diffusé chaque année, fournissant les résultats de l'exploitation de l'extension informatique « encadrement » mise en place pour permettre aux locataires de vérifier la conformité des annonces avec la loi⁶.

Cette troisième étude, menée en partenariat avec le groupe AVIV (Meilleurs Agents – SeLoger), vise à actualiser les résultats produits dans la précédente étude en mobilisant les données d'annonces diffusées sur les sites du groupe SeLoger entre le 1^{er} janvier 2018 et le 30 juin 2025, soit une année supplémentaire de données. Elle poursuit également l'analyse en évaluant les effets de l'encadrement des loyers non seulement à Paris, mais aussi dans six autres villes françaises : Lille, Lyon, Villeurbanne, Montpellier, Bordeaux et Grenoble. Enfin, l'étude quantifie les effets de la régulation sur l'offre locative, en analysant l'évolution du nombre d'annonces publiées par les agences immobilières. Dans la section 2, nous réalisons une revue de la littérature académique sur les conséquences de l'encadrement des loyers. Dans la section 3, nous présentons les résultats de l'estimation de l'impact de l'encadrement parisien avec une méthode de différence-de-différences appliquée aux données du groupe SeLoger de Paris et d'une sélection de grandes villes. Enfin, nous concluons dans la dernière section.

⁶<https://www.fondationpourlelogement.fr/sites/default/files/2023-10/3e%20barometre%20encadrement%20des%20loyers.pdf>

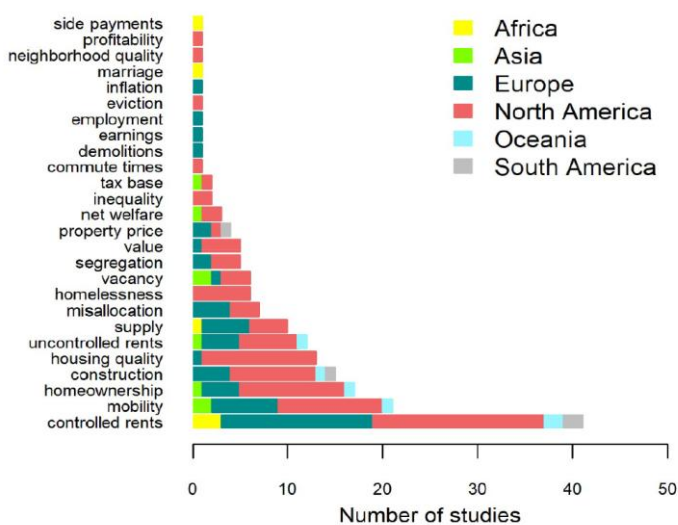
1.Revue de la littérature

Des encadrements de « première génération », qui consistent en un gel des loyers, ont été appliqués dès le début du 20^{ème} siècle, avec la loi britannique de 1915 sur l’augmentation des loyers et des intérêts hypothécaires, et reproduits dans plusieurs pays d’Europe durant l’entre-deux guerres. Certaines villes Etatsuniennes ont également mis en place différentes formes de contrôle des loyers, à l’instar de New York, Washington D.C., San Francisco, Boston, Cambridge ou Los Angeles. D’autres états en revanche interdisent entièrement les lois sur le contrôle des loyers. Ces expériences récentes relèvent de ce qu’on nomme le contrôle des loyers de « troisième génération », qui limite les augmentations de loyer dans les locations. Dans certains cas en Europe, les politiques mises en place relèvent du contrôle de « seconde génération » qui limitent les augmentations de loyers dans et entre les locations.

La mesure de l’efficacité de l’encadrement sur les loyers, et plus largement sur le marché immobilier voire la société, a suscité de nombreuses controverses (Arnott, 1995 ; Pastor et al., 2018). Mis en place pour favoriser l’accession à la location ou protéger les locataires d’augmentations excessives (préservant ainsi leur capital social en leur permettant de rester dans leur location), l’encadrement des loyers a également fait l’objet de nombreuses critiques relatives aux conséquences négatives à long terme. D’un point de vue théorique, en distordant les signaux-prix du marché, cette politique entrainerait une mauvaise allocation des ressources immobilières, une diminution de l’offre de logements et une réduction de la qualité des logements locatifs suite à la moindre incitation pour les propriétaires à entretenir et à investir dans des biens locatifs. D’autres conséquences ont également été pointées, qu’il s’agisse des effets sur la gentrification, la vacance, la construction, ou encore la part des sans domicile fixes.

D’un point de vue empirique, Kholodilin (2024) comptabilise 112 études publiées dans le monde entre 1967 et 2023, qui portent sur pas moins de 26 variables d’intérêt, dont la plus fréquente est le loyer.

Figure 1 : Nombre d’études sur les effets de l’encadrement des loyers selon le continent et la variable d’intérêt



Source : Kholodilin, 2024

Nous focalisons notre revue de littérature sur les études empiriques évaluant l'impact des politiques d'encadrement des loyers, en ciblant celles qui mobilisent des méthodes d'inférence causale, permettant une évaluation d'impact causale de ces politiques, comme dans ce rapport.

La première étude empirique permettant de mettre en évidence un impact causal d'une politique d'encadrement des loyers sur différents segments du marché, dont les loyers, est celle de Sims (2007). Exploitant l'arrêt soudain de l'encadrement des loyers dans le Massachusetts en 1995, il montre, à l'instar de travaux subséquents, que si l'encadrement a permis de réduire substantiellement les loyers, elle a aussi incité les propriétaires à retirer leur bien du marché locatif et a contribué à détériorer la qualité des logements.

En France, Bonneval et al. (2021) exploitent des données historiques de baux pour évaluer, sur la période 1890-1968, les conséquences de différentes formes d'encadrement des loyers à Lyon. Ils recourent à une méthode de différence de différences, en utilisant les appartements non soumis à l'encadrement comme groupe de contrôle. D'après leurs résultats, l'impact de l'encadrement s'est renforcé dans le temps avec une baisse induite de 11% entre 1914 et 1929 pour atteindre 47% sur la période 1949-1968. Plus récemment, Morin et al. (2025) évaluent l'impact de l'encadrement des loyers mis en œuvre à Paris en juillet 2019 à partir des annonces publiées sur la plateforme SeLoger entre janvier 2018 et juin 2023. En mobilisant une approche de différences de différences, avec pour groupe de contrôle huit grandes villes françaises non soumises à l'encadrement sur la période d'analyse, ils montrent que la politique a entraîné une baisse des loyers de 3,7 % à 4,2 % en moyenne, avec des effets plus prononcés pour les petits logements. Ils ne trouvent par ailleurs aucune évidence d'un effet négatif significatif sur l'offre locative. Au-delà de ce papier, nous recensons également le document de travail de Toussaint et Simon (2025) qui évaluent les conséquences de l'encadrement mis en œuvre en mars 2020 à Lille et en novembre 2021 à Lyon, sur la base de données de baux collectées par Clameur sur la période 2018-2023. Contrairement à nos résultats qui soulignent l'effet modérateur de l'encadrement sur la progression des loyers parisiens, ils trouvent une absence d'effet. L'originalité de leur étude réside surtout dans l'analyse de l'effet de la régulation sur les rendements locatifs estimés (mesurés par le ratio loyer/prix) et sur les prix de l'immobilier. Leurs résultats indiquent une baisse des prix significative des prix à Lyon ainsi qu'une hausse des rendements locatifs. Toutefois, ils ne trouvent pas d'effet significatif à Lille, que ce soit pour les loyers, les prix ou les rendements locatifs.

Monras et Montavo (2022) et Jofre-Monseny et al. (2023) s'intéressent au contrôle des loyers de seconde génération mis en place en Catalogne (Espagne) en septembre 2020, consistant à établir un loyer de référence pour chaque bien sur le marché, dépendant du loyer moyen des 25 biens les plus proches. Toutes les villes ne sont pas affectées par cette politique : seules les villes d'une taille supérieure à 20 000 habitants et affectées par des marchés locatifs en tension le sont. Les biens situés dans des villes non encadrées sont utilisés comme point de comparaison pour évaluer l'impact de l'encadrement sur les loyers et l'offre locative. Si l'encadrement a bien permis de diminuer les loyers encadrés de 5% relativement aux loyers non encadrés, les résultats de ces deux études diffèrent quant à son impact sur l'offre locative. En effet, alors que Monras et Montavo (2022) trouve qu'elle a également conduit à réduire l'offre de biens offerts à la location sur le marché, Jofre-Monseny et al. (2023) n'obtiennent pas ce résultat, la différence étant due à la différence de périmètre de l'étude, de période étudiée et du nombre de données dans les échantillons. Kholodilin et al. (2022) trouvent en outre que l'arrêt de cette mesure en mars 2022 a causé une augmentation importante des loyers et des prix.

Le cas de l'Allemagne a été analysé par plusieurs articles. D'une part, Thomschke (2019) et Breidenbach et al. (2022) se focalisent sur l'encadrement des loyers de deuxième génération mis en place en 2015. D'autre part, Hahn et al. (2021) s'intéressent à la politique d'encadrement à Berlin mise en place en février 2020 et pouvant s'apparenter à un encadrement de première génération puisqu'elle détermine un loyer au m² maximum. Les trois articles s'appuient sur des données d'annonces. En comparant

l'évolution des loyers dans 6 villes par rapport à une ville test (Leipzig), Thomschke (2019) montre que l'encadrement des loyers mis en place en 2015 a globalement permis une réduction des loyers d'annonce mais a eu aussi des effets spatialement différenciés. Si les loyers offerts à Hamburg, Berlin et Munich ont décru jusqu'à 5%, il n'y a pas eu d'effet significatif à Cologne et Düsseldorf et des effets en dessous de ce qui était attendu dans les autres villes de l'échantillon. Des résultats sont confirmés par Breidenbach et al. (2022) sur l'ensemble du pays mais la baisse des loyers constatés apparaît essentiellement temporaire. De leur côté, en se basant sur des données d'annonce parues entre 2018 et 2020 à Berlin, Hahn et al. (2021) trouvent un effet de réduction important entre 7 et 11% sur les loyers à la mise en place de la politique ainsi qu'un effet de substitution affectant quelques villes satellites autour de Berlin, comme Potsdam et une réduction du nombre d'offres.

Enfin, le cas de l'Irlande a été examiné par O'Toole et al. (2021) où un encadrement de 4% sur les changements de loyers est mis en place. Si en moyenne, le taux de croissance des loyers a diminué de 1 à 2% suivant la mise en place de cette régulation, les impacts sont différents le long de la distribution des loyers et des pressions à la hausse sur des loyers précédemment non affectés et que les propriétaires ont rapproché du seuil.

2. Mesure d'impact de l'encadrement des loyers à Paris sur données du groupe SeLoger

2.1. Données du groupe SeLoger

2.1.1. Collecte et contenu des bases de données

Cette étude se base exclusivement sur les données du groupe SeLoger. Nous considérons les annonces diffusées au moins un jour sur un des **sites du Groupe SeLoger** (SeLoger.com, Logic-Immo et BellesDemeures.com) sur la période allant du **1^{er} janvier 2018 au 30 juin 2025**, soit une année supplémentaire par rapport à notre précédente étude. Comme les traitements réalisés sont identiques, nous les décrivons en présentant les statistiques sur la seule dernière période.

Le jeu de données comprend les annonces de locations d'appartements publiées par des professionnels de l'immobilier (agents immobiliers ou mandataires) sur la France métropolitaine. Seul le loyer associé à l'annonce la plus récente est considéré en cas de mises à jour des annonces.

Les annonces sont **géolocalisées** à partir de l'adresse textuelle renseignée par les agents immobiliers, qui comprend le numéro de la rue, le nom de la rue, le code postal et le nom de la commune. Une première étape consiste, pour chaque observation, à retrouver l'adresse dans une base d'adresses interne à Meilleurs Agents (qui appartient également au groupe AVIV). Cette dernière recoupe les données des bases publiques BAN⁷ et BANO⁸. Dans le cas où l'adresse exacte de l'annonce n'est pas retrouvée, nous recherchons la rue et en dernier recours la commune.

⁷ <https://www.data.gouv.fr/fr/datasets/base-adresse-nationale/>

⁸ <https://www.data.gouv.fr/fr/datasets/base-d-adresses-nationale-ouverte-bano/>

Les variables associées aux caractéristiques des logements sont reportées dans le Tableau 2 avec leur taux de complétion qui avait été calculé sur le jeu de données pour l'ensemble de la France métropolitaine pour l'avant-dernière année (07/2023-06/2024).

Tableau 2 : Liste des variables disponibles avec leur taux de complétion sur la période 07/2023-06/2024

| Variables | Taux de complétion (%) |
|--|-------------------------------|
| Date de début de l'annonce (première apparition sur le site) | 100 |
| Type de bien (appartement ou maison) | 100 |
| Sous-type de bien (loft, duplex, etc.) | 100 |
| Libellé de la commune | 100 |
| Code postal | 100 |
| Le bien est-il neuf ? | 100 |
| Nombre de pièces | 99.6 |
| Piscine | 100 |
| Surface | 97.5 |
| Nombre de chambres | 99.9 |
| Loyer charges comprises | 92.8 |
| Le bien est-il meublé ? | 90.6 |
| Loyer hors charges | 89.3 |
| Etage | 85.6 |
| Nombre de toilettes | 46 |
| L'immeuble a-t-il un ascenseur ? | 77.6 |
| Nombre de salles de bains | 65.5 |
| Nombre de balcons | 23.9 |
| Y a-t-il une cave ? | 41.4 |
| Nombre d'étages de l'immeuble | 41.2 |
| Année de construction | 27.2 |
| Nombre de terrasses | 23.9 |
| Surface du balcon | 3.7 |

2.1.2.Traitements réalisés

Nous avons tout d'abord **écarté les annonces avec une caractéristique majeure manquante**, à savoir la surface et le nombre de pièces. Nous écartons aussi les annonces dont le libellé de la commune n'est pas reconnu dans notre référentiel géographique.

Ensuite, les annonces étant potentiellement postées par un même agent sur plusieurs sites du groupe SeLoger, nous avons procédé à leur **déduplication**. Pour cela nous utilisons un algorithme de déduplication développé par les équipes spécialisées de SeLoger et basé sur un modèle de gradient boosting d'arbres de décision. Ce modèle compare chaque paire d'annonce sur la base de leurs caractéristiques (surface, étage, prix, nombre de pièces, nombre d'étages de l'immeuble), de leur localisation (informations relatives à l'adresse, la rue et la commune), de leur date d'apparition sur SeLoger et sur la base de la similarité entre les textes de leurs annonces.

Nous gardons toujours l'annonce qui a le moins de données manquantes et, s'il n'y a pas de différences sur ce point, nous retenons l'annonce publiée en dernier.

Enfin, le dernier traitement a consisté à **filtrer les valeurs extrêmes** des champs, pour ne retenir que les annonces avec les caractéristiques suivantes :

- Une surface comprise entre 9 et 250 m² (pas de valeurs manquantes)
- Un nombre de pièces compris entre 1 et 7 (pas de valeurs manquantes)
- Un nombre de chambres compris entre 0 et 6, avec possibilité de valeurs manquantes
- Un loyer hors charges compris entre 100 et 10 000 € (pas de valeurs manquantes)
- Un loyer hors charges au m² compris entre 2 et 200 €/m² (pas de valeurs manquantes)
- Des charges comprises entre 0 et 30% du loyer hors charges, avec possibilité de valeurs manquantes
- Un nombre de balcons (resp. terrasses) compris entre 0 et 5, avec possibilité de valeurs manquantes
- Un nombre de salles de bain (resp. salles d'eau ou toilettes) compris entre 0 et 5, avec possibilité de valeurs manquantes
- Un nombre d'étages entre 0 et 20, avec possibilité de valeurs manquantes
- Une année de construction comprise entre 1500 et 2025, avec possibilité de valeurs manquantes

Après l'ensemble de ces traitements, notre échantillon d'annonces mises en ligne entre le 1^{er} juillet 2024 et le 30 juin 2025 est constitué de 65 031 annonces à Paris intra-muros. Sur la totalité de la période, soit **entre le 1^{er} janvier 2018 et le 30 juin 2025, notre jeu de données localisé dans la ville de Paris comprend 404 443 annonces.**

2.1.3.Analyse statistique des dépassements de loyers

Nous calculons le loyer de référence majoré qui s'applique à chaque annonce en fonction des caractéristiques du bien (secteur géographique, nombre de pièces, époque de construction, meublé ou non) pour le comparer au loyer hors charges de l'annonce.

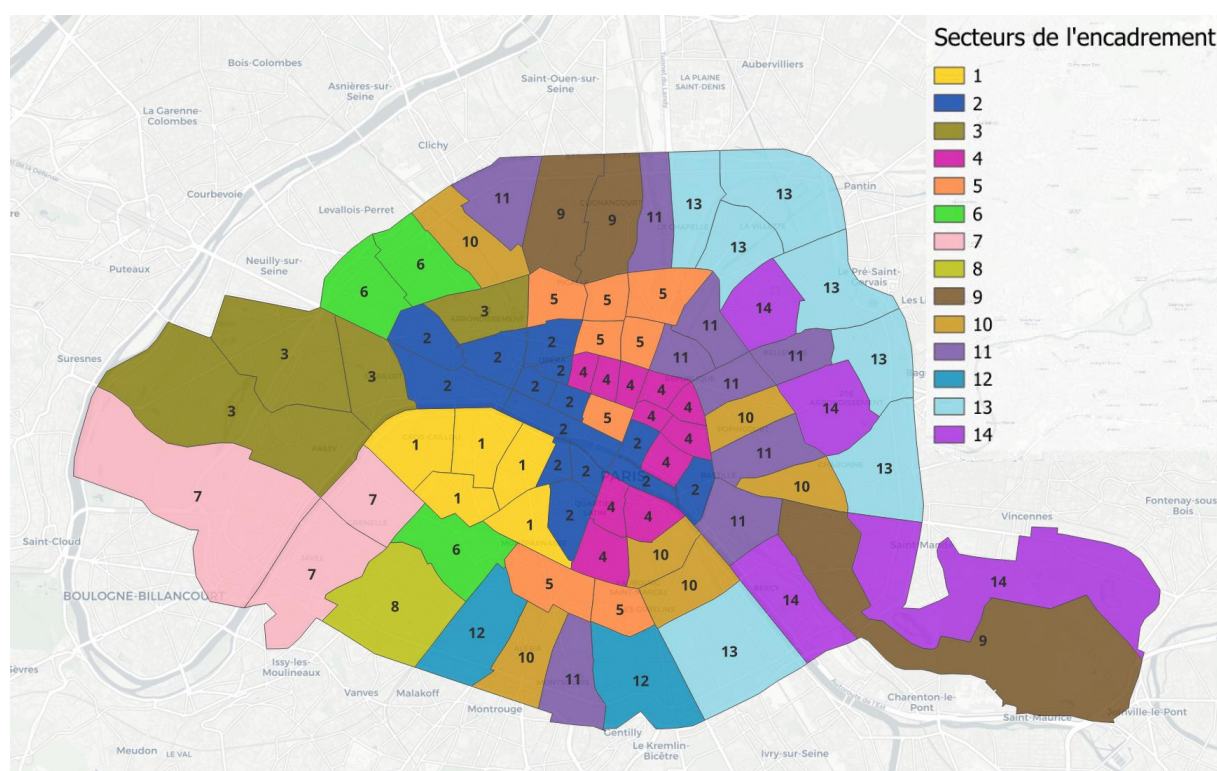
Calcul du loyer de référence majoré pour chaque annonce

Comme certaines de ces caractéristiques sont manquantes, nous avons dû, soit récupérer l'information manquante, soit écarter ces annonces.

1. Détermination du secteur géographique

Nous relierons tout d'abord chaque annonce avec une adresse complète à son secteur géographique (55.6% des annonces parisiennes). Nous cherchons ensuite à relier chaque annonce avec une adresse incomplète à un des 14 secteurs géographiques (voir Figure 2). Il est aisé d'affecter un secteur géographique à une annonce avec une adresse incomplète lorsque la rue est connue et complètement incluse dans un même secteur.

Figure 2 : Représentation graphique des secteurs d'encadrement des loyers à Paris



Cette affectation simple est en revanche impossible lorsqu'une rue appartient à plusieurs secteurs géographiques. A titre illustratif, la rue de Vaugirard est tronçonnée en 4 secteurs géographiques différents de l'encadrement des loyers. En conséquence, nous excluons de l'analyse statistique (mais pas de l'analyse économétrique) toutes les annonces qui ne peuvent pas être reliées avec certitude à un secteur géographique. Ces annonces exclues représentent 34,6% des annonces de la base de données après déduplication.

2. Détermination de la période de construction

L'année de construction a un faible taux de complétion (39,5% sur le jeu de données à Paris) alors que c'est une variable clé qui conditionne la fixation du loyer de référence, et ce selon 4 modalités : < 1946, 1946 - 1970, 1971 - 1990, > 1990. Nous avons donc **complété les époques de construction**, dans les cas où nous connaissions précisément l'adresse du bien (51,5% des annonces sans époque de

construction). La première étape consiste à lier l'adresse à la (ou les) parcelle(s) correspondante(s) grâce au lien adresse/parcelle(s) de la base Adresse Premium de l'IGN. La seconde étape s'appuie sur la Table Unifiée du Parcellaire des Fichiers Fonciers pour récupérer l'ensemble des locaux situés sur ces parcelles. La troisième étape consiste à ajouter l'information sur la date de construction de ces locaux. Dans le cas où toutes les dates de construction des locaux correspondent à la même période de construction (i.e., une des 4 modalités listées ci-dessus), nous pouvons imputer la période de construction du logement. La démarche est la suivante, lorsque l'année de construction n'est pas fournie par l'agence : 1/ nous recourrons aux informations collectées par l'APUR dans le cadre d'une enquête en 2007 visant à enrichir les fichiers fonciers (variable AN_CONST), sauf si la date fournie par les fichiers fonciers est postérieure, 2/ pour les cas restants, nous mobilisons les fichiers fonciers du CEREMA (variable [jannath](#)). A la suite de cette complétion, le taux de remplissage de l'époque de construction est passée de 39.5% à 68.7%. Les observations pour lesquelles nous n'avons pu retrouver la date de construction sont écartées de cette analyse statistique.

3. Suppression des annonces sans statut meublé/non meublé

Enfin, nous avons supprimé de notre échantillon les annonces dont l'information sur le statut meublé/non meublé est manquante (5.9% des données).

Au total, le jeu de données utilisé pour l'analyse statistique comprend 220944 **annonces de location dans Paris intra-muros** (ce qui représente une perte totale de 45.4% des annonces).

Statistiques descriptives des dépassements du loyer de référence majoré

A partir de ce jeu de données, nous analysons tout d'abord le **pourcentage des annonces au-delà des seuils d'encadrement des loyers** sur la période considérée, en calculant la différence entre le loyer hors charges mentionné sur l'annonce et le loyer de référence majoré qui s'applique au bien sur la base de ses caractéristiques (nombre de pièces, période de construction, statut « meublé/non meublé »). Il est à noter que nous ne sommes **pas en mesure de distinguer les dépassements de loyers illégaux des dépassements justifiés par des caractéristiques exceptionnelles donnant lieu à un complément de loyer**. Les résultats sont reportés dans le Tableau 3. Pour les observations antérieures à la mise en place du second dispositif d'encadrement des loyers, soit entre le 1^{er} janvier 2018 et le 30 juin 2019, nous appliquons les seuils de l'encadrement applicables au 1^{er} juillet 2019, afin d'évaluer notamment dans quelle mesure l'écart des loyers à ce loyer de référence majoré a évolué avec l'entrée en vigueur du dispositif.

Tableau 3 : Pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré

| Période | Logements meublés | Logements non meublés | Tous les logements |
|---------------------------------------|-------------------|-----------------------|--------------------|
| 1er janvier 2018 – 30 juin 2018 | 49.4 % | 33.8% | 39.6% |
| 1er juillet 2018 – 30 juin 2019 | 55.6 % | 40.3% | 46.2% |
| Mise en place de l'encadrement | | | |
| 1er juillet 2019 – 30 juin 2020 | 54.6% | 36.4% | 44.7% |

| | | | |
|------------------------------------|-------|-------|-------|
| 1er juillet 2020 – 30 juin 2021 | 51.1% | 30.7% | 40.3% |
| 1er juillet 2021 – 30 juin 2022 | 46.7% | 27.9% | 36.2% |
| 1er juillet 2022 – 30 juin 2023 | 48.2% | 29.3% | 38.0% |
| 1er juillet 2023 – 30 juin 2024 | 51% | 32.7% | 43.2% |
| 1er juillet 2024 - 30 juin 2025 | 54.7% | 38.6% | 48.6% |

Sur le premier semestre 2018, soit quelques mois après l'annulation du 1^{er} dispositif d'encadrement des loyers par décision du tribunal administratif de Paris (en date du 28 novembre 2017), la part des annonces dont le loyer hors charges était supérieur au loyer de référence majoré (qui sera fixé à partir du 1^{er} juillet 2019) s'élève à 39,6%. Elle augmente de presque 7 points durant l'année qui précède l'application du premier dispositif, pour atteindre 46,2%, vraisemblablement sous l'effet des annonces de réglementation, le vote du rétablissement du dispositif par le Conseil de Paris du 11 décembre 2018 et l'autorisation donnée par le gouvernement avec la publication du décret publié au Journal officiel le 13 avril 2019, qui ont conduit les bailleurs à signer des baux aux loyers élevés avant de tomber sous le joug de la réglementation. Avec l'instauration du second dispositif, la part des annonces avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré a dans un premier temps diminué progressivement, de 44.7 % lors de la première année jusqu'à atteindre 36,2% entre juillet 2021 et juin 2022. Cependant, depuis juillet 2022, la tendance s'est inversée avec une augmentation conséquente de 12,4 points, atteignant 48,6% sur la dernière période. Ainsi, près d'une annonce sur 2 propose un loyer supérieur au seuil fixé par la réglementation parisienne. Il est à noter que nos chiffres restreints au parc locatif des non meublés sont cohérents avec le taux constaté par l'OLAP dans leur étude sur le parc locatif privé non meublé (OLAP, 2025) de 32% des loyers en dépassement en 2023.

Figure 3 : Evolution du pourcentage des annonces à Paris avec un loyer > au loyer de réf. Majoré



L'analyse graphique (Figure 3) avec un pas de temps plus fin (i.e., trimestriel) fait ressortir des fluctuations importantes sur la période, avec une hausse forte et continue du nombre d'annonces avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré de près de 13 points en 18 mois, avant l'entrée en vigueur du second dispositif d'encadrement. L'effet du dispositif s'est apparemment fait ressentir immédiatement, avec près de 40% des annonces proposant un loyer supérieur au loyer de référence majoré, soit une diminution (la plus forte sur la période) de près de 9 points, qui est ensuite revenu au niveau initial au bout de 3 trimestres. Entre le 2^{ème} trimestre 2020, qui marque le début de la crise sanitaire, et la fin du 3^{ème} trimestre 2022, la tendance de l'évolution des dépassements (justifiés par un complément ou non) est à la baisse. Depuis le 4^{ème} trimestre 2022, le pourcentage de loyers en dépassement repart en forte hausse.

Le Tableau 3 montre un écart important du pourcentage d'annonces avec un loyer excédant le loyer de référence majoré, selon que le logement soit meublé ou non meublé. Entre juillet 2024 et juin 2025, 54.7% des annonces de logements meublés sont au-dessus la fourchette du dispositif contre seulement 38,6% pour les non meublés.

La plus forte hétérogénéité dans le dépassement du seuil de référence s'observe pour les surfaces, comme le montre le Tableau 4. Au deuxième trimestre 2025, la part des logements ayant un loyer hors charges supérieur à la limite maximum est de 68,5% pour les logements de moins de 18m², contre 49,6% pour les logements entre 18 et 24 m² et 40,8% pour les plus grandes surfaces. Nous retrouvons ainsi le résultat de Malard et Poulhès (2020) dans le cadre du premier dispositif, mais dans des proportions très différentes, car les auteurs pointaient des taux de dépassement de 44% pour les plus petites surfaces contre 8% pour les plus grandes. Avec l'encadrement de loyers à partir de juillet 2019, le taux de dépassement a surtout fortement chuté pour les plus petites surfaces, à savoir de 24,2 points jusqu'au 3^{ème} trimestre 2022, contre une faible baisse de 4,2 points pour les grandes surfaces. Sur la dernière année, le taux de dépassement des petites surfaces est resté stable, celui des surfaces intermédiaires a subi une baisse de 4,4 points après une forte hausse de 13,6 points l'année précédente. Seul le taux de dépassement des grandes surfaces reste à la hausse (+3,5 points), pour atteindre 40,8%.

Tableau 4 : Pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré, en fonction de la surface moyenne des pièces

| Période | Surface moyenne des pièces inférieure à 18m ² | Surface moyenne des pièces entre 18m ² et 24m ² | Surface moyenne des pièces supérieure à 24m ² |
|---------------------------------------|--|---|--|
| 2018-T1 | 62.6% | 34.3% | 22.8% |
| 2018-T2 | 65.2% | 36.8% | 22.5% |
| 2018-T3 | 67.3% | 39.4% | 23.9% |
| 2018-T4 | 67.2% | 41.6% | 26.4% |
| 2019-T1 | 70.6% | 46.5% | 26.9% |
| 2019-T2 | 73.4% | 48.2% | 27.6% |
| Mise en place de l'encadrement | | | |
| 2019-T3 | 58.9% | 38.6% | 27.1% |
| 2019-T4 | 62.6% | 41.7% | 29.1% |

| | | | |
|---------|-------|-------|-------|
| 2020-T1 | 64.1% | 44.9% | 30.6% |
| 2020-T2 | 69.7% | 45.7% | 33.1% |
| 2020-T3 | 60.0% | 38.6% | 26.8% |
| 2020-T4 | 62.1% | 39.2% | 24.7% |
| 2021-T1 | 58.1% | 36.0% | 23.2% |
| 2021-T2 | 59.0% | 36.2% | 25.3% |
| 2021-T3 | 54.3% | 32.0% | 19.7% |
| 2021-T4 | 55.2% | 33.7% | 23.1% |
| 2022-T1 | 55.6% | 33.2% | 24.6% |
| 2022-T2 | 51.2% | 35.6% | 23.3% |
| 2022-T3 | 49.2% | 32.9% | 23.4% |
| 2022-T4 | 53.0% | 33.5% | 25.8% |
| 2023-T1 | 52.5% | 36.8% | 28.4% |
| 2023-T2 | 60.6% | 41.4% | 32.4% |
| 2023-T3 | 53.5% | 36.1% | 25.3% |
| 2023-T4 | 55.2% | 39.5% | 27.7% |
| 2024-T1 | 60.3% | 45.9% | 33.1% |
| 2024-T2 | 68.8% | 54.0% | 37.3% |
| 2024-T3 | 61.7% | 44.5% | 38.9% |
| 2024-T4 | 62.9% | 47.7% | 38.4% |
| 2025-T1 | 66.9% | 46.3% | 35.9% |
| 2025-T2 | 68.5% | 49.6% | 40.8% |

Les différences selon le nombre de pièces sont nettement moins marquées, comme le montre le Tableau 5.

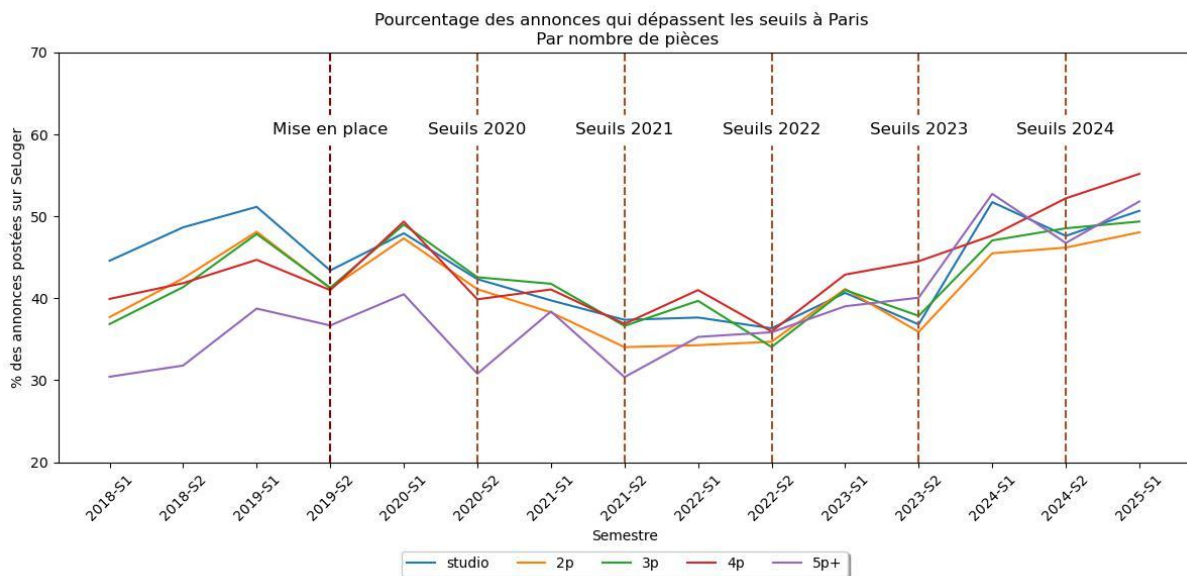
Tableau 5 : Pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré, en fonction du nombre de pièces

| Période | Studio | 2 pièces | 3 pièces | 4 pièces | 5 pièces et plus |
|---------------------------------------|--------|----------|----------|----------|------------------|
| 2018-S1 | 44.6% | 37.7% | 36.9% | 39.9% | 30.4% |
| 2018-S2 | 48.7% | 42.4% | 41.4% | 41.8% | 31.8% |
| 2019-S1 | 51.2% | 48.1% | 47.9% | 44.7% | 38.7% |
| Mise en place de l'encadrement | | | | | |
| 2019-S2 | 43.4% | 41.2% | 41.3% | 41.0% | 36.7% |

| | | | | | |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2020-S1 | 47.9% | 47.3% | 49.0% | 49.4% | 40.5% |
| 2020-S2 | 42.3% | 41.1% | 42.6% | 39.9% | 30.8% |
| 2021-S1 | 39.7% | 38.3% | 41.8% | 41.1% | 38.4% |
| 2021-S2 | 37.4% | 34.0% | 36.6% | 36.9% | 30.4% |
| 2022-S1 | 37.7 | 34.3% | 39.7% | 41.0% | 35.3% |
| 2022-S2 | 36.3% | 34.7% | 34.1% | 36.0% | 35.9% |
| 2023-S1 | 40.7% | 41.4% | 41.0% | 42.9% | 39.0% |
| 2023-S2 | 36.7% | 35.9% | 37.9% | 44.5% | 40.1% |
| 2024-S1 | 51.7% | 45.5% | 47.1% | 47.5% | 52.7% |
| 2024-S2 | 47.6% | 46.2% | 48.5% | 52.2% | 46.8% |
| 2025-S1 | 50.7% | 48.1% | 49.4% | 55.2% | 51.8% |

La représentation graphique ci-dessous (Figure 4) montre une convergence des taux de dépassement, quel que soit le nombre de pièces. Sur les dernières années, nous observons une hausse généralisée du taux d'annonces proposant un loyer supérieur au loyer de référence majoré.

Figure 4 : Evolution du pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré, en fonction du nombre de pièces



Enfin, les logements construits entre 1946 et 1970 sont ceux avec le plus haut taux de dépassement, comme l'indique le tableau 6.

Tableau 6 : Pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré, en fonction de l'époque de construction

| Période | Avant 1946 | Entre 1946 et 1970 | Entre 1971 et 1990 | Après 1990 |
|--|------------|--------------------|--------------------|------------|
| 2018-T1 | 37.6% | 42.7% | 37.3% | 35.4% |
| 2018-T2 | 41.3% | 44.8% | 43.0% | 34.4% |
| 2018-T3 | 44.5% | 41.2% | 41.5% | 36.4% |
| 2018-T4 | 43.6% | 47.8% | 51.8% | 33.9% |
| 2019-T1 | 47.5% | 49.5% | 44.7% | 40.2% |
| 2019-T2 | 50.1% | 51.6% | 49.7% | 38.0% |
| Mise en place de l'encadrement des loyers | | | | |
| 2019-T3 | 39.5% | 46.1% | 45.3% | 33.3% |
| 2019-T4 | 42.7% | 46.2% | 43.5% | 38.6% |
| 2020-T1 | 45.2% | 48.4% | 46.1% | 38.9% |
| 2020-T2 | 49.6% | 54.1% | 43.7% | 44.4% |
| 2020-T3 | 39.8% | 48.4% | 40.2% | 39.9% |
| 2020-T4 | 41.3% | 47.3% | 39.0% | 36.8% |
| 2021-T1 | 37.7% | 46.5% | 41.1% | 34.1% |
| 2021-T2 | 39.3% | 49.8% | 41.1% | 33.0% |
| 2021-T3 | 34.6% | 40.6% | 31.2% | 31.6% |
| 2021-T4 | 35.6% | 42.6% | 38.7% | 32.1% |
| 2022-T1 | 35.9% | 45.0% | 39.1% | 32.5% |
| 2022-T2 | 35.5% | 43.7% | 37.2% | 34.7% |
| 2022-T3 | 33.0% | 40.1% | 33.4% | 40.4% |
| 2022-T4 | 35.3% | 44.1% | 33.0% | 35.1% |
| 2023-T1 | 36.5% | 45.3% | 42.7% | 34.9% |
| 2023-T2 | 41.7% | 54.1% | 45.4% | 44.0% |
| 2023-T3 | 35.1% | 48.3% | 34.6% | 25.9% |
| 2023-T4 | 38.5% | 52.4% | 40.0% | 22.5% |
| 2024-T1 | 44.6% | 55.2% | 40.6% | 29.1% |
| 2024-T2 | 52.4% | 59.2% | 49.2% | 34.1% |
| 2024-T3 | 45.6% | 52.6% | 49.0% | 42.4% |
| 2024-T4 | 47.2% | 54.4% | 47.3% | 47.8% |
| 2025-T1 | 46.4% | 57.4% | 43.2% | 47.3% |

| | | | | |
|---------|-------|-------|-------|-------|
| 2025-T2 | 50.8% | 62.1% | 44.5% | 46.1% |
|---------|-------|-------|-------|-------|

Nous réalisons également une analyse par secteur géographique. Le montant médian du dépassement, comme le montre la figure 5a, suit pour la plupart des secteurs géographiques un trend négatif, à l'exception notable des secteurs 2 et 3, jusqu'au début de 2023. Ensuite, le dépassement médian a augmenté dans tous les secteurs, et parfois très fortement comme dans le secteur 4, ce qui conduit à d'importantes variations géographiques. Aux extrêmes, les écarts entre dépassements médians pouvaient atteindre près de 21 points de pourcentage, entre le secteur géographique 4 qui se distingue par de fortes valeurs (28% du loyer maximum autorisé) alors que le secteur 8 présente de faibles valeurs (7% du loyer maximum autorisé). Le centre de Paris et celui de l'ouest parisien présentent les montants de dépassement les plus élevés (figure 5b). Sur la dernière période, le montant médian de dépassement a baissé dans la plupart des secteurs géographiques.

Figure 5a : Evolution du montant médian de dépassement du loyer de référence majoré selon le secteur géographique

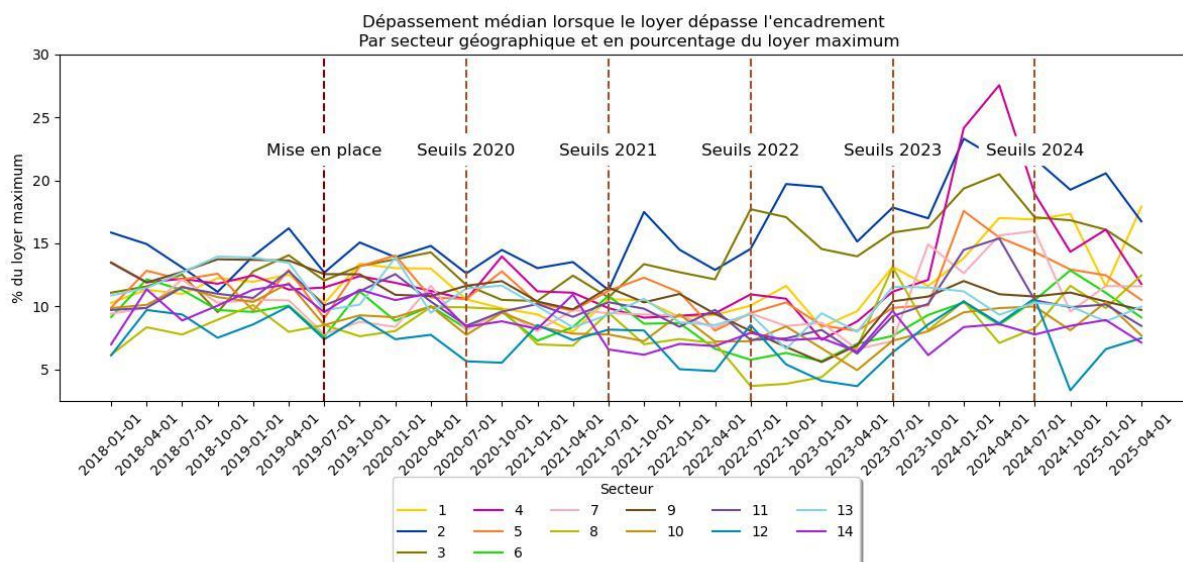
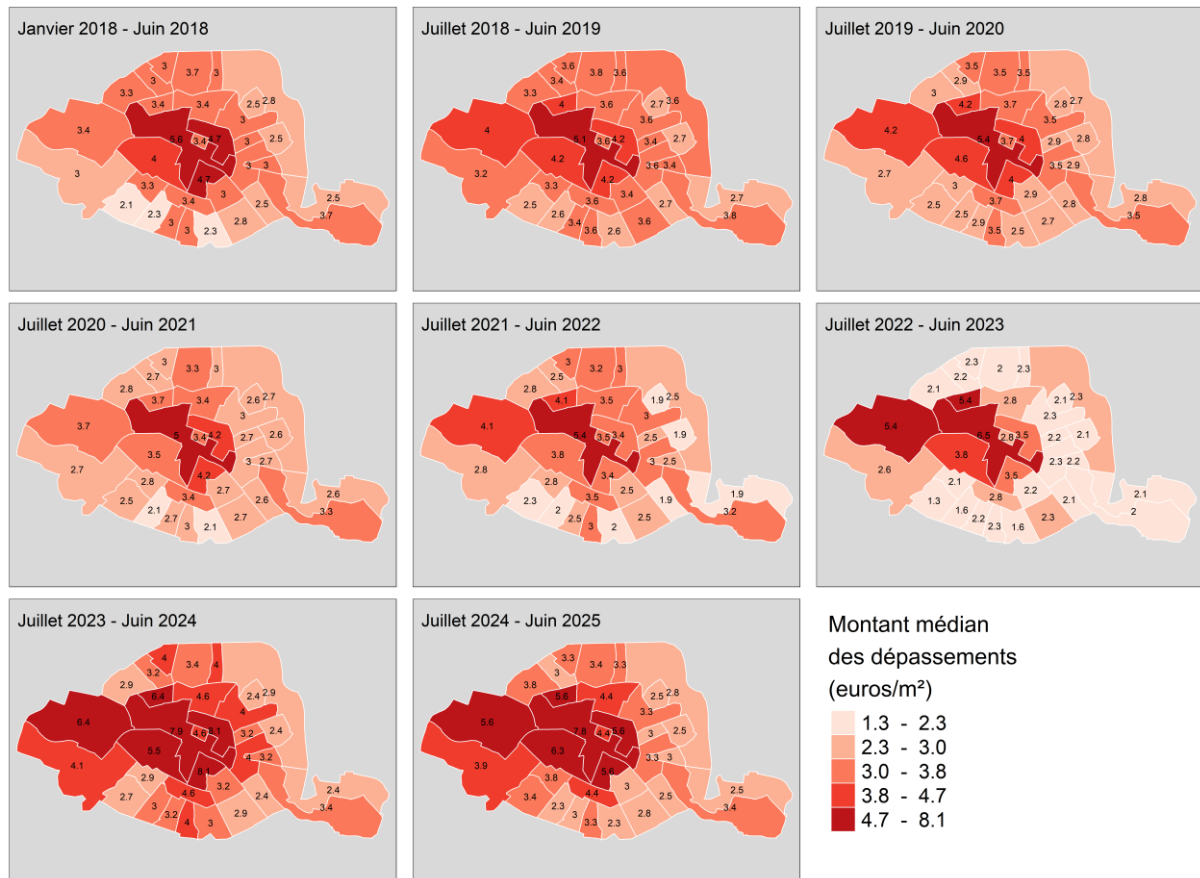


Figure 5b : Cartographie du montant médian de dépassement du loyer de référence majoré selon le secteur géographique



Le taux d'annonces dont le loyer est supérieur au loyer de référence majoré (figure 6) révèle au contraire des trends très similaires quels que soient les secteurs, même si en niveau, les écarts peuvent aller jusqu'à 25 points de pourcentage, comme le confirment les cartes de la figure 7. Les secteurs centraux et de l'est ont les plus forts taux de dépassement.

Figure 6 : Evolution du pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré, en fonction du secteur géographique

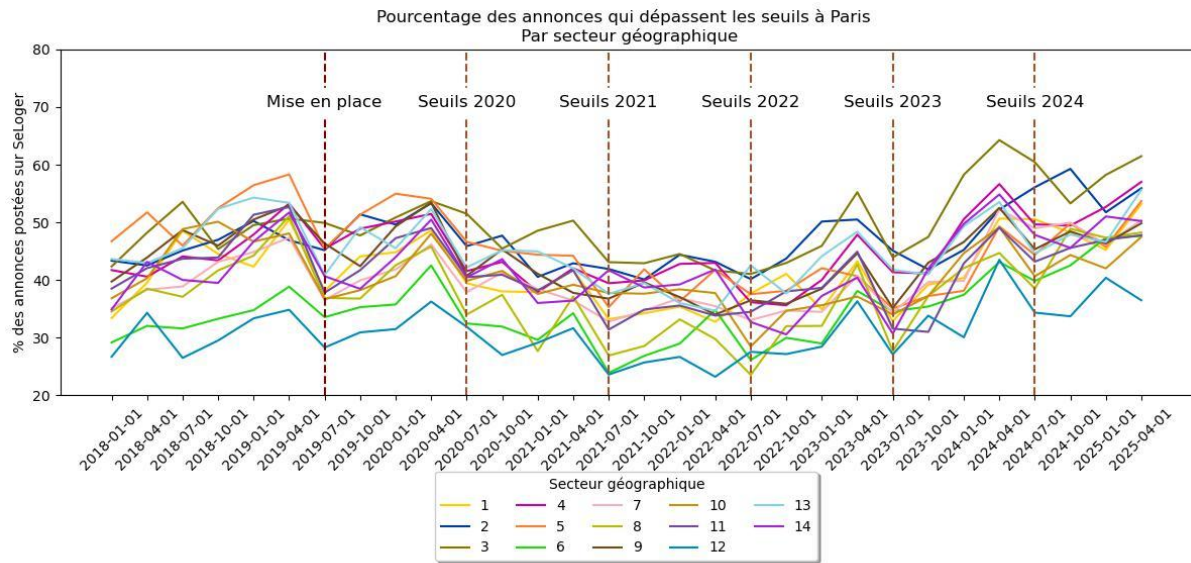
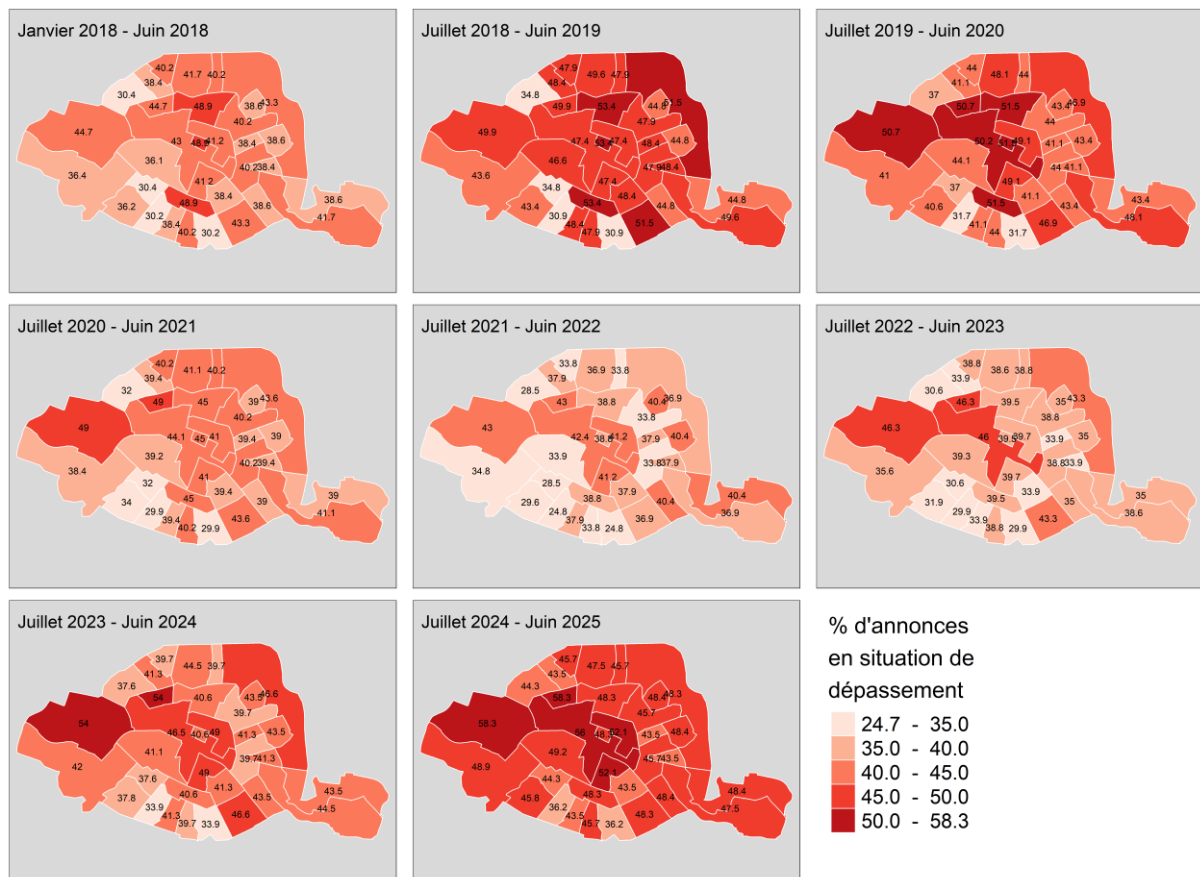
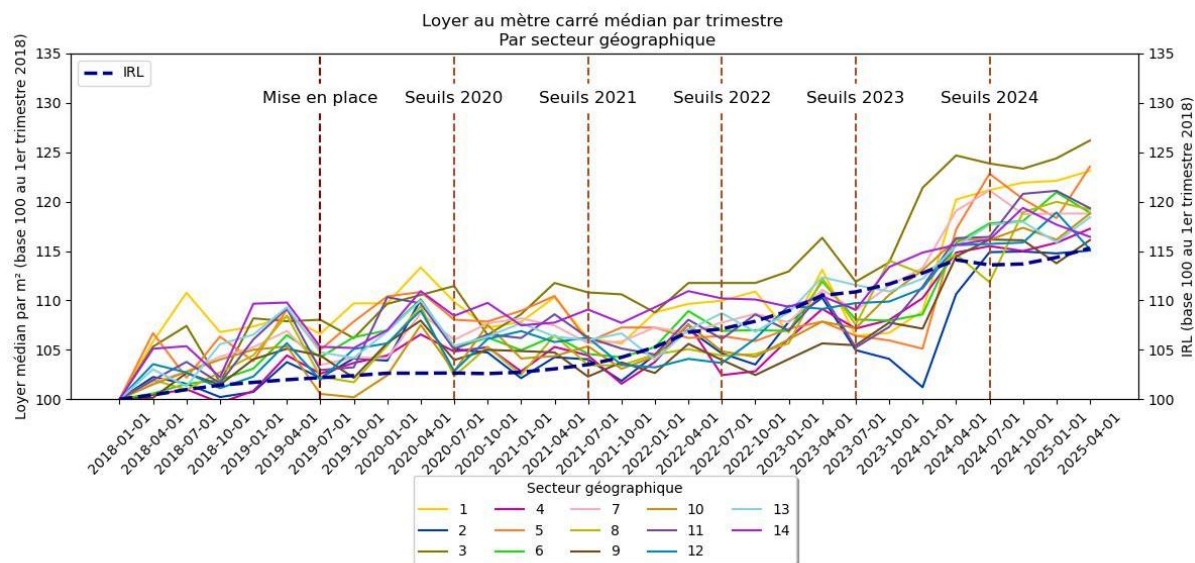


Figure 7 : Pourcentage des annonces à Paris avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré, en fonction du secteur géographique



Enfin, la figure 8 montre que l'évolution du loyer médian suit un trend relativement similaire pour la plupart des 14 secteurs. Cette hausse est par ailleurs plus rapide que celle de l'IRL sur la période pré-encadrement, plus lente entre mi-2021 et fin 2023, notamment en raison de la forte évolution des prix à la consommation qui détermine le calcul de l'IRL, puis à nouveau plus rapide sur la fin de période.

Figure 8 : Evolution du loyer médian des annonces à Paris en fonction du secteur géographique



2.2.Méthodologie

2.2.1.Avantages et limites des principales méthodes d'inférence causale pour évaluer l'impact de l'encadrement des loyers

Les méthodes d'inférence causale visent à évaluer l'impact d'un traitement (une politique publique, un programme, etc.) sur une variable d'intérêt pour un échantillon composé d'observations (individus, logements, etc.). Idéalement, il faudrait disposer de la valeur de la variable d'intérêt dans les deux situations : en l'absence et en présence du traitement. Dans le cas où l'objectif est d'évaluer l'effet de l'encadrement des loyers (le « traitement ») sur les montants des loyers (la variable d'intérêt) des logements situés dans Paris intra-muros, il faudrait pouvoir observer simultanément les montants des loyers avec et sans encadrement. Dans l'impossibilité de faire cette comparaison, puisqu'un seul cas est observé en réalité⁹, et également dans la mesure où réaliser une expérience contrôlée n'est pas envisageable, nous devons recourir à l'économétrie d'évaluation d'impact. Différentes méthodes permettent d'estimer le contrefactuel, c'est-à-dire ce qui se serait passé en l'absence de la mise en place de la politique, ici l'encadrement. Le respect d'hypothèses d'identification, sous lesquelles la comparaison du groupe des traités (les loyers observés à Paris) et d'un groupe de contrôle (les loyers observés dans une autre zone) permet d'identifier et d'interpréter de façon causale l'impact du traitement.

Une première catégorie de méthodes repose sur l'appariement. Sous l'hypothèse de disposer de l'ensemble des variables qui permettent de contrôler les différences entre les observations du groupe traité et les observations du groupe de contrôle (hypothèse d'*ignorabilité*), nous pouvons appairer chaque observation du groupe des traités à un ou plusieurs « jumeaux » en termes de caractéristiques observables. La moyenne de ces différences, éventuellement inversement pondérée par la distance entre les jumeaux permet d'estimer l'effet causal du traitement. Une variante est la méthode

⁹ Holland (1986) indique qu'il s'agit du problème fondamental de l'évaluation.

d'appariement par score de propension, où l'appariement entre les observations traitées et les observations du groupe de contrôle se fait sur la base de la proximité en termes du score de propension, lequel est défini comme la probabilité d'être traité, conditionnellement aux caractéristiques observables. On peut alors réduire la dimension du problème en appariant les observations sur une dimension, le score de propension, plutôt que sur de multiples dimensions (toutes les caractéristiques observables). Nous n'avons pas retenu cette méthode en raison de l'hypothèse forte d'identification qui est de pouvoir disposer de l'ensemble des caractéristiques différenciant les logements. Malgré la disponibilité de nombreuses variables de contrôle, il reste de l'hétérogénéité inobservable dans les déterminants des loyers (aménités très localisées, caractéristiques structurelles de logements non incluses dans les variables de contrôle) ce qui biaiserait l'estimation de telles différences. D'autres estimateurs basés sur des pondérations utilisant l'inverse du score de propension (*inverse probability weighting*) ne sont pas non plus applicables car nos estimations sur la base des caractéristiques structurelles présentes dans les bases renvoient des scores de propension très proches de 0 ou de 1, rendant la pondération par l'inverse de ces scores très instable.

D'autres méthodes n'imposent pas l'hypothèse d'ignorabilité mais s'appuient sur d'autres hypothèses d'identification. Il en est ainsi des régressions sur discontinuité qui exploitent la présence de seuils ou de discontinuité. Dans notre cas, cela revient à utiliser la frontière séparant Paris et les villes limitrophes comme discontinuité géographique et comparer les montants des loyers entre les logements parisiens situés à proximité des limites de Paris avec ceux des logements situés en Petite Couronne également situés à proximité de la frontière avec Paris. Cependant, outre la nécessité de supposer une forme de continuité sur toutes les variables, hormis le traitement et la variable d'intérêt, entre les traités et les contrôles, cette méthode est particulièrement sensible à une autre hypothèse, la *Stable Unit Treatment Value Assumption* (SUTVA). Cette hypothèse SUTVA, qui impose que le traitement d'une observation n'a pas d'effet sur le résultat des autres observations (ou autrement dit l'absence d'interactions, d'externalités ou d'effets de report), est hautement improbable dans le cas de l'encadrement. Il est à noter que l'hypothèse SUTVA n'est pas spécifique aux régressions sur discontinuité mais commune à la majeure partie des méthodes d'évaluation, cependant, elle est particulièrement problématique pour les régressions sur discontinuité géographique. Pour toutes ces raisons, nous avons choisi une autre méthode d'évaluation, qui est la méthode de différence-en-différences, pour laquelle l'hypothèse d'identification est une hypothèse de tendances parallèles, que nous présentons dans la section 2.2.2.

2.2.2. La méthode de la différence-de-différences

La méthode de la différence de différences (ou DID) permet d'évaluer l'effet de l'encadrement des loyers (i.e., le « traitement ») sur les montants des loyers (i.e., la variable d'intérêt) des logements situés dans Paris intra-muros (i.e., les observations du « groupe traité ») en les comparant avec des logements situés dans d'autres villes n'appliquant pas l'encadrement des loyers (i.e., les observations du « groupe de contrôle »). Elle est basée sur une double différence, la première permettant d'éliminer les effets fixes qui sont spécifiques à chaque groupe alors que la seconde différence permet d'éliminer les effets temporels qui sont communs aux deux groupes. Formellement, l'effet de l'encadrement des loyers (i.e., « l'effet de traitement ») que nous notons β se définit comme :

$$\beta = [E(Y_{ict}|c = Tr, t = t_{post}) - E(Y_{ict}|c = Tr, t = t_{pre})] - [E(Y_{ict}|c = Co, t = t_{post}) - E(Y_{ict}|c = Co, t = t_{pre})]$$

où Y_{ict} est le niveau de loyer de l'annonce de location i qui est située dans une ville c , et observé à la période t , $E(.)$ est l'espérance, Co représente le groupe de contrôle, Tr le groupe traité (Paris), t_{pre} la

période avant encadrement (du 1^{er} janvier 2018 au 30 juin 2019) et t_{post} la période après encadrement (du 1^{er} juillet 2019 au 30 juin 2025).

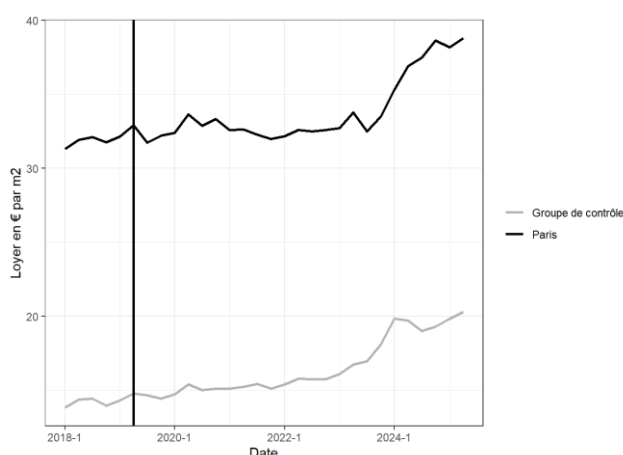
Un défi associé à cette méthode est de disposer d'un contrefactuel qui permet d'obtenir la valeur qui aurait été observée en l'absence de la politique publique. Le groupe de contrôle doit ainsi être construit pour que deux hypothèses fondamentales soient vérifiées :

- PTA (*Parallel Trend Assumption*), selon laquelle le groupe de contrôle et Paris doivent présenter une tendance d'évolution des loyers similaire (i.e., parallèle) ;
- SUTVA (*Stable Unit Treatment Value Assumption*), qui impose que le loyer demandé pour un bien dans le groupe de contrôle ne doit pas être affecté par l'encadrement des loyers de biens mis en location à Paris. Inversement, le fait que loyers ne soient pas encadrés dans les villes du groupe de contrôle ne doit pas avoir d'effet sur le niveau des loyers à Paris.

Nous définissons nos deux groupes à partir du jeu de données. D'une part, le **groupe traité est constitué des annonces de location de biens situés dans la ville de Paris**. D'autre part, le **groupe de contrôle est constitué de 8 villes, à savoir Aix-en-Provence, Grenoble (jusque fin 2024)¹⁰, Marseille, Nantes, Nice, Strasbourg, Toulon et Toulouse**. Pour les sélectionner, nous avons tout d'abord considéré toutes les villes de plus de 100 000 habitants (d'après les données de la population communale INSEE) qui ne sont pas localisées en Ile-de-France. Cette dernière restriction éliminant toute proximité géographique entre groupe traité et groupe de contrôle vise à garantir le respect de l'hypothèse SUTVA. Nous avons ensuite écarté celles qui ont appliqué un encadrement des loyers entre 2018 et juin 2025 et/ou qui n'appartiennent pas à une « zone tendue » au sens de la loi ALUR. Cela nous permet d'estimer l'effet propre de cet encadrement des loyers en niveau, et également de considérer des zones caractérisées par des marchés immobiliers semblables à celui de Paris. En résumé, les villes du groupe de contrôle ne sont pas soumises à un encadrement des loyers en niveau mais les loyers sont encadrés en évolution par l'indice de référence des loyers (IRL) lors des relocations, comme l'était Paris avant la mise en place du double encadrement « IRL et seuils municipaux » le 1^{er} juillet 2019.

Comme le montre la figure 14, la tendance de loyers agrégée dans ces villes est très similaire à celle de Paris avant que l'encadrement des loyers ne soit mis en place (avec une corrélation estimée de 0,94), ce qui semble valider l'hypothèse de tendances parallèles explicitée précédemment.

Figure 14 : Comparaison des tendances de loyers



¹⁰ En raison de l'application de l'encadrement des loyers à Grenoble à partir de janvier 2025, nous l'excluons du groupe de contrôle dès cette date. Voir l'analyse de robustesse réalisée en 3.3.6.

Le tableau 7 présente quelques caractéristiques des biens en fonction de leur localisation (Paris versus groupe de contrôle). Une version plus complète se trouve en annexe A.3.1.

Tableau 7 : Statistiques descriptives pour le groupe de contrôle et le groupe traité

| Variables | Groupe de contrôle | Groupe traité |
|--------------------------------|--------------------|---------------|
| Nombre d'observations | 462 701 | 404 440 |
| Loyer moyen hors charges au m2 | 16.8 | 33.7 |
| Loyer moyen hors charges | 685 | 1512 |
| Surface moyenne | 47.7 | 47.7 |
| Proportion de meublés | 34.5% | 47.4% |
| Proportion de 1 pièce | 32% | 34.1% |
| Proportion de 2 pièces | 35.3% | 37.4% |
| Proportion de 3 pièces | 23.4% | 17.1% |
| Proportion de 4 pièces et plus | 9.2% | 11.4% |
| Taille moyenne des pièces | 22.6 | 22.4 |
| Construction avant 1945 | 6.2% | 49.7% |
| Construction 1946-1970 | 7% | 9.1% |
| Construction 1971-1990 | 4.5% | 5.8% |
| Construction 1991-2023 | 14.6% | 4.2% |
| Construction manquante | 67.8% | 31.3% |

Le loyer moyen parisien hors charges est, comme attendu, plus du double de celui du groupe de contrôle. La proportion d'appartements meublés est plus importante à Paris et les appartements y sont plus anciens. Par ailleurs, malgré une surface moyenne relativement similaire entre les deux groupes, Paris est composé de davantage de petits et de très grands logements avec moins d'appartements de taille moyenne (entre 3 et 4 pièces).

Modèle standard de différence-de-différences pour estimer les effets de l'encadrement parisien sur les loyers

Sous ces hypothèses, nous estimons dans un premier temps l'effet de l'encadrement parisien sur les loyers avec une spécification classique, grâce au modèle de régression suivant :

$$Y_{ict} = \beta T_{ct} + X_{ict}\theta + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

où Y_{ict} est le logarithme du loyer au m² pour le bien i dans la ville c à la période t , T_{ct} est une variable binaire qui vaut 1 si l'encadrement des loyers est appliqué dans la ville c à la période t , β est l'effet du traitement, X_{ict} est un ensemble de variables de contrôle représentant les caractéristiques du bien i , θ est le vecteur de paramètres estimés associés, μ_c est un effet fixe par ville (ou par IRIS), μ_t est un effet fixe par période et ε_{ict} est un bruit blanc iid. L'effet fixe IRIS permet de capter l'hétérogénéité locale invariante dans le temps (notamment les aménités locales qui peuvent se capitaliser dans les loyers). Le modèle est estimé grâce à la méthode des Moindres Carrés Ordinaires avec inférence robuste.

Pour interpréter le coefficient β , étant donné que le loyer est exprimé en logarithme, il est nécessaire de prendre l'exponentiel du coefficient, ce qui donne le facteur par lequel la variable de loyer est multipliée en cas de traitement, puis de soustraire 1 pour obtenir la variation, i.e., $\exp(\beta)-1$. Ce coefficient transformé, qui est directement interprétable, sera indiqué à la ligne « Traitement (%) » dans les tableaux de résultats. Par ailleurs, l'effet du traitement est mesuré par comparaison à un contrefactuel qui n'a pas bénéficié du traitement et s'interprète donc comme une variation par rapport à ce contrefactuel. Supposons par exemple que le coefficient transformé s'élève à -0.042. Cela signifie que l'encadrement des loyers a permis une baisse de 4,2% par rapport à une situation dans laquelle l'encadrement des loyers n'aurait pas existé. La hausse des loyers évitée atteint ainsi $[1/(1-\text{coefficient transformé})-1]*100$, soit 4,38%.

Modèle de différence-de-différences avec coefficients hétérogènes et effets fixes temporels différenciés

Nous interagissons dans un second temps et estimons le modèle suivant :

$$Y_{ict} = \beta T_{ct} + Z_{tr}\beta_{tr} + Z_{co}\beta_{co} + X_{ict}\theta + \mu_c + \mu_t + Z_{ict} \times \mu_t + \varepsilon_{ict}(2)$$

où Z représente un sous-ensemble de variables pour lesquelles on associe des coefficients hétérogènes selon le traitement (groupe traité ou groupe de contrôle) et des effets fixes temporels pour chacun des traitements (ces variables ne sont donc plus dans le sous-ensemble de variables représenté par la matrice X). Si l'observation est dans le groupe de contrôle, Z_{co} prend pour valeur les variables associées, sinon 0, et inversement pour Z_{tr} . Ces variables sont les meublés/non meublés, l'année de construction et le nombre de pièces. β_{tr} représente l'effet des variables de contrôle Z_{tr} pour le groupe traité et β_{co} leur effet sur le groupe de contrôle. En outre, nous incluons une interaction : $Z_{ict} \times \mu_t$ qui représente les effets fixes temporels spécifiques à chaque modalité des variables dans Z_{ict} . Par exemple, relativement à la variable nombre de pièces, cette interaction permet d'estimer un effet fixe temporel pour les 1 pièce, un autre pour les 2 pièces etc. La spécification inclut également un effet fixe temporel pour les meublés et non meublé, puis un effet fixe temporel pour chaque période de construction. D'une part, ces coefficients hétérogènes permettent d'estimer des chocs différenciés par catégorie de bien. D'autre part, l'ajout de ces effets fixes temporels par catégorie et de ces coefficients hétérogènes par groupe permettent de s'approcher d'une spécification où l'on estimerait le modèle indépendamment pour chaque catégorie de bien (une estimation pour les biens avec 1 pièce, une pour les biens avec 2 pièces etc.) sans pour autant procéder à une spécification séparée par catégorie de bien, cette stratégie réduirait en effet trop fortement le nombre d'observations pour l'estimation des effets fixes par IRIS.

Modèle de différence-de-différences avec effet de traitement différencié selon les caractéristiques des logements

Nous ajoutons enfin à la spécification précédente (équation 2) une interaction de la variable de traitement avec des caractéristiques clés des logements, à savoir le nombre de pièces, la surface, l'époque de construction, le statut meublé/non meublé, le secteur géographique de l'encadrement, l'arrondissement et l'année de l'encadrement (du 1^{er} juillet au 30 juin). Cette spécification permet

d'estimer un effet de traitement hétérogène selon les dimensions voulues. Nous estimons le modèle suivant :

$$Y_{ict} = (T_{ct} \times M_{ict})\beta + Z_{ict}\beta_{tr} + Z_{ict}\beta_{co} + X_{ict}\theta + \mu_c + \mu_t + Z_{ict} \times \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

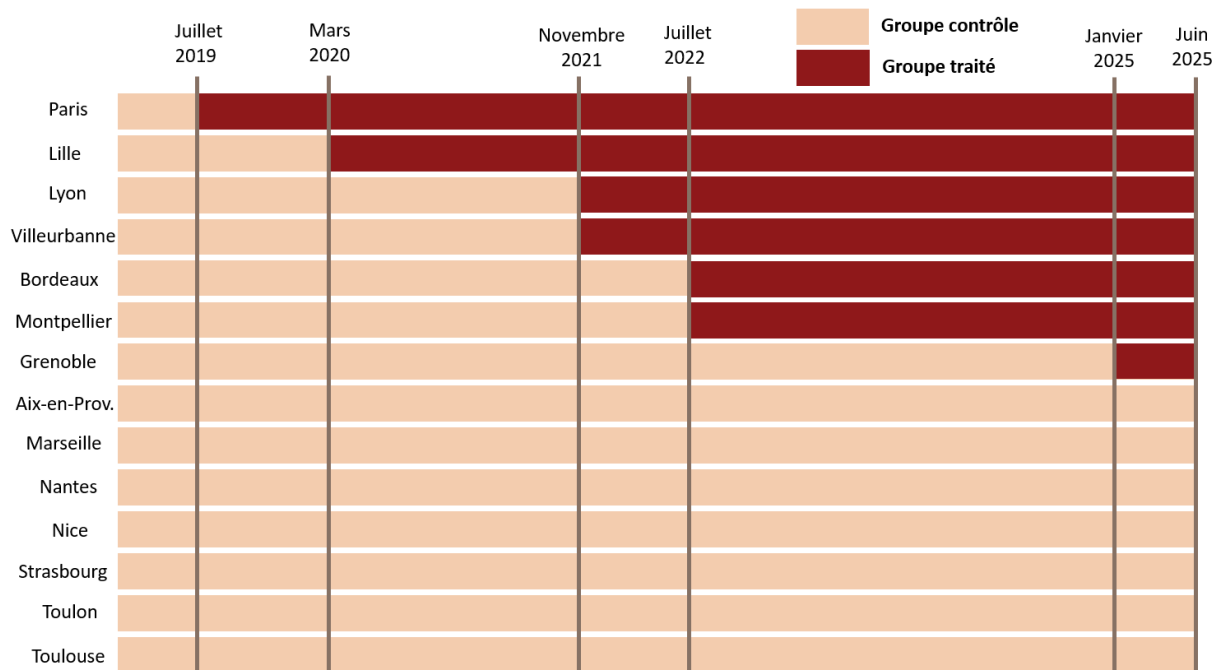
où M_{ict} est la variable avec laquelle on interagit le traitement, et β est un vecteur représentant l'effet de l'encadrement sur les loyers pour chaque modalité de la variable M_{ict} . Nous réalisons une estimation pour chaque variable pour laquelle nous désirons analyser l'hétérogénéité de l'effet de l'encadrement (soit une estimation où M_{ict} correspond au nombre de pièces, une estimation où M_{ict} correspond à la période de construction, etc.).

Modèle de différence-de-différences échelonnées pour estimer les effets de l'encadrement de Paris et de 5 autres villes sur les loyers

Pour élargir la portée de l'étude, nous estimons l'impact de l'encadrement en incluant d'autres villes régulées. Parmi l'ensemble des villes qui ont mis en œuvre l'encadrement sur notre période d'analyse, nous excluons premièrement les communes appartenant aux deux EPCIs de la région Île-de-France ("Plaine Commune" et "Est Ensemble") en raison de leur proximité économique et géographique (i.e., zones frontalières des arrondissements nord et nord-est de Paris :17^e, 18^e, 19^e et 20^e) qui pourrait entraîner des effets de débordement. En effet, la baisse des loyers parisiens imputable à l'encadrement à Paris est susceptible de modifier la demande de logements dans les communes voisines, ce qui violerait l'hypothèse d'indépendance des unités de traitement (Stable Unit Treatment Value Assumption - SUTVA). Cette hypothèse suppose que le traitement appliqué à une unité (par exemple, Paris) n'a pas d'effet sur les résultats des autres unités (par exemple, les communes limitrophes). Nous excluons deuxièmement les communes de moins de 100 000 habitants pour garantir une meilleure comparabilité avec le groupe de contrôle, qui respecte également ce seuil démographique, ce qui concerne les communes de Hellemmes (17 633 habitants) et Lomme (28 012 habitants). Nous avons enfin supprimé les villes qui ont encadré très récemment, car la période après traitement était insuffisante. En conséquence, notre groupe de traitement est composé de six villes en plus de Paris : Lille (soumise à l'encadrement en mars 2020), Lyon et Villeurbanne (novembre 2021), ainsi que Bordeaux et Montpellier (juillet 2022) et Grenoble (janvier 2025). Ces villes mettant en œuvre de manière échelonnée l'encadrement des loyers, les estimations classiques en différences de différence (DiD) ne permettraient pas d'identifier correctement l'effet moyen du traitement (Goodman et Bacon, 2021). Nous appliquons donc l'approche des différences de différence avec traitement échelonné (Gardner et al., 2024), qui permet de tenir compte de ces décalages, et l'estimons avec des coefficients homogènes et hétérogènes.

Cette approche des différences de différences avec traitement échelonné (staggered DiD) va modifier la composition du groupe de contrôle au fur et à mesure de la mise en œuvre de l'encadrement par les différentes villes traitées. Le groupe de contrôle de départ est composé des 7 villes du groupe de contrôle précédent qui ne sont jamais traitées ainsi que des 7 villes qui seront encadrées. Lorsque Paris devient traitée au 3^{ème} trimestre 2019, elle sort du groupe de contrôle qui n'est plus composé que des 7 villes qui ne seront jamais traitées ainsi que des 6 villes non encore encadrées. À chaque instauration de l'encadrement par une nouvelle ville, elle sort du groupe de contrôle pour basculer dans le groupe traité. Pour finir, lorsque la dernière des 7 villes devient traitée, le groupe de contrôle n'est plus composé que des 7 villes de contrôle utilisées dans l'analyse ciblant l'impact de l'encadrement des

loyers parisiens. Le schéma ci-dessous montre l'évolution des villes passant du groupe de contrôle au groupe traité.



L'annexe A.3.15 contient un graphique représentant l'évolution du nombre d'observations dans chaque ville traitée ainsi que dans le groupe de villes jamais traitées.

Modèle standard de différence-de-différences pour estimer les effets de l'encadrement parisien sur l'offre locative

Nous estimons enfin un modèle de différence de différences sur le nombre d'annonces publiées sur la plateforme SeLoger. Le nombre d'annonce est utilisé comme proxy du flux d'offre de logements locatifs au cours du temps. Les données sont agrégées à l'échelle de l'agence immobilière sur une base trimestrielle. Afin de ne pas capter des variations artificielles dues à l'évolution de la popularité de la plateforme plutôt qu'à de véritables changements d'offre, l'échantillon est restreint aux agences ayant diffusé des annonces de façon continue à chaque trimestre de la période d'observation.

Sous l'hypothèse de tendances parallèles (Parallel Trend Assumption, PTA), nous estimons le modèle suivant, qui compare l'évolution du nombre d'annonces entre les villes traitées et les villes témoins entre janvier 2018 et juin 2025 :

$$Y_{act} = \tau T_{ct} + \mu_a + \mu_t + \varepsilon_{act} (4)$$

où Y_{act} est le logarithme du nombre d'annonces publiées par l'agence a dans la ville c à la période t , T_{ct} est une variable binaire qui vaut 1 si l'encadrement des loyers est appliqué dans la ville c à la période t , τ est l'effet du traitement, μ_a est un effet fixe par agence, μ_t est un effet fixe par période et ε_{act} est un bruit blanc iid. L'effet fixe agence permet de capter l'hétérogénéité invariante dans le temps (notamment sa taille). Cette spécification n'intègre pas de caractéristiques du logement, l'unité d'observation étant ici l'agence et non plus le logement.

2.3.Résultats

2.3.1.Evaluation de l'impact de l'encadrement des loyers parisiens

Le Tableau 8 contient les résultats de l'estimation du modèle de différence-de-différences. La 1^{ère} colonne contient les résultats d'estimation avec des coefficients homogènes (modèle 1) alors que la 2^{ème} colonne contient les résultats d'estimation incluant des coefficients hétérogènes par groupe traité/contrôle et effet fixe temps pour chaque modalité des variables mentionnées dans la partie 3.2.2. (modèle 2). Les variables de contrôle concernant les caractéristiques des biens sont incluses et les coefficients estimés associés sont reportés en annexe A.3.2. Les écarts-types sont robustes et groupés par ville.

Tableau 8 : Résultats d'estimation du modèle de différence-de-différences

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--------------------------------|------------------------|--------------------------|
| Traitement (%) | -5,06% | -5.,04% |
| Traitement | -0.052*** (0.009) | -0.052*** (0.009) |
| Num.Obs. | 867 107 | 867 107 |
| R2 | 0.835 | 0.848 |
| R2 Within | 0.518 | 0.555 |
| Effets fixes: trimestre | X | X |
| Effets fixes: IRIS | X | X |
| Variables de contrôle | X | X |

La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2 exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 et la standard error apparaît entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple, pour la colonne 1 : $\exp(-0.052)-1 = -0.0506$, soit une baisse de 5%. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*.

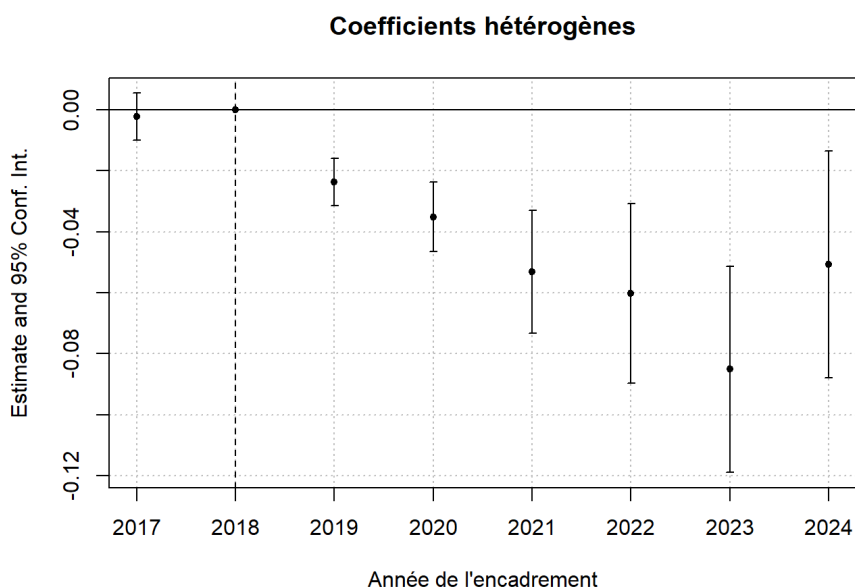
La variable *Traitement (%)* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2. Les effets de traitement issus des deux spécifications sont très proches : **sur la période allant du 1^{er} juillet 2019 au 30 juin 2025, l'encadrement des loyers a conduit à une baisse des loyers parisiens de 5,06% pour le modèle coefficients homogènes et de 5,04% pour le modèle avec coefficients hétérogènes**. Dans la suite de l'analyse, nous privilégions cette seconde spécification, qui permet de mieux tenir compte des dynamiques différenciées entre le groupe traité et le groupe de contrôle. Sur la période, sachant que le loyer moyen constaté dans les annonces parues à Paris est de 1 519€, le loyer moyen en l'absence du dispositif d'encadrement aurait atteint 1 600€. **L'encadrement des loyers a donc permis de réduire le niveau moyen des loyers entre 81€/mois (968€ par an).**

2.3.2. Analyse d'hétérogénéité par rapport aux caractéristiques

L'analyse d'hétérogénéité (équation 3) permet de comprendre l'effet différencié de l'encadrement des loyers sur les loyers pour différentes caractéristiques des logements. Nous les représentons graphiquement, avec en abscisse les modalités de la variable avec laquelle nous interagissons le traitement, et en ordonnée l'effet du traitement pour cette modalité. Si l'intervalle de confiance à 95% croise la valeur 0 en ordonnée, cela signifie que l'encadrement n'a pas d'effet pour la modalité étudiée. Les tableaux de résultat associés à ces graphiques sont dans les annexes A.3.5 à A.3.11.

La première dimension d'hétérogénéité considérée est temporelle (Figure 15. Voir figure A.3.3 pour le modèle à coefficients homogènes). Nous n'utilisons pas des années calendaires, mais des années commençant au 1^{er} juillet, pour la correspondance avec la mise en œuvre des nouveaux seuils d'encadrement. L'année 2017 correspond donc au début du jeu de données du 1^{er} janvier 2018 au 30 juin 2018, l'année 2018 correspond aux données du 1^{er} juillet 2018 au 30 juin 2019, ..., et l'année 2024 correspond aux données du 1^{er} juillet 2024 au 30 juin 2025. Le traitement n'est pas significatif avant la mise en place de l'encadrement : préalablement au 1^{er} juillet 2019, les bailleurs n'ont donc ni baissé ni augmenté leur loyer de façon significative. Plus largement sur la période, nous constatons une forte hétérogénéité de l'encadrement d'une période à l'autre. La capacité de l'encadrement à faire baisser les montants des loyers augmente progressivement dans le temps, et ce jusque fin juin 2024, pour atteindre -8,2% puis diminue sur la dernière période pour s'établir à -4,9%.

Figure 15 : Evolution de l'effet du traitement



Sur la période allant du 1^{er} juillet 2019 au 30 juin 2020, sachant que le loyer moyen constaté dans les annonces parues à Paris est de 1 504€ et que l'effet de l'encadrement est de -2,5%, le loyer moyen en l'absence du dispositif d'encadrement aurait atteint 1 543€. L'encadrement des loyers a donc permis de réduire le niveau moyen des loyers de 39€ par mois (de 463€ par an). Sur la période allant du 1^{er} juillet 2023 au 30 juin 2024, sachant que le loyer moyen constaté dans les annonces parues à Paris est de 1 580€ et que l'effet de l'encadrement est de -8,2%, le loyer moyen en l'absence du dispositif d'encadrement aurait atteint 1 721€. L'encadrement des loyers a donc permis de réduire le niveau moyen des loyers de 141€ par mois (1 694€ par an). Le tableau 9 fournit ces calculs pour l'ensemble des périodes.

Cette dernière période est également proche de l'ouverture des Jeux Olympiques de Paris. Certains bailleurs (notamment ceux ayant des biens meublés) ont pu retirer leur bien du marché dans l'année précédant les JO afin d'en tirer un revenu additionnel en location saisonnière meublée pendant les JO. Si le choc lié aux Jeux Olympiques affecte spécifiquement Paris, de manière différente par rapport aux autres villes du groupe de contrôle, alors cela remet en cause l'hypothèse de tendances parallèles. En effet, le marché parisien ne suivrait plus une tendance de loyers similaire à celle des villes du groupe de contrôle en l'absence de traitement (l'encadrement des loyers). Il convient donc d'interpréter les résultats de cette période avec précaution. L'annexe A.3.14 contient un tableau comparant les caractéristiques des biens entre les années d'encadrement 07/2022-06/2023 et 07/2023-06/2024.

Sur la dernière période (1^{er} juillet 2024 au 30 juin 2025), le loyer moyen observé atteint 1 632 €, en hausse par rapport à l'année précédente. Dans le même temps, l'effet de l'encadrement des loyers s'atténue sensiblement, passant de -8,2 % à -4,9 %. Le loyer contrefactuel est estimé à 1 717 €, ce qui implique un écart de -85 € par mois imputable au dispositif, soit un niveau de réduction bien inférieur à celui observé l'année précédente (-141 €). Cette évolution traduit un affaiblissement de l'effet modérateur de l'encadrement sur les loyers, même si celui-ci demeure important, avec une économie annuelle pour les locataires de 1 019€.

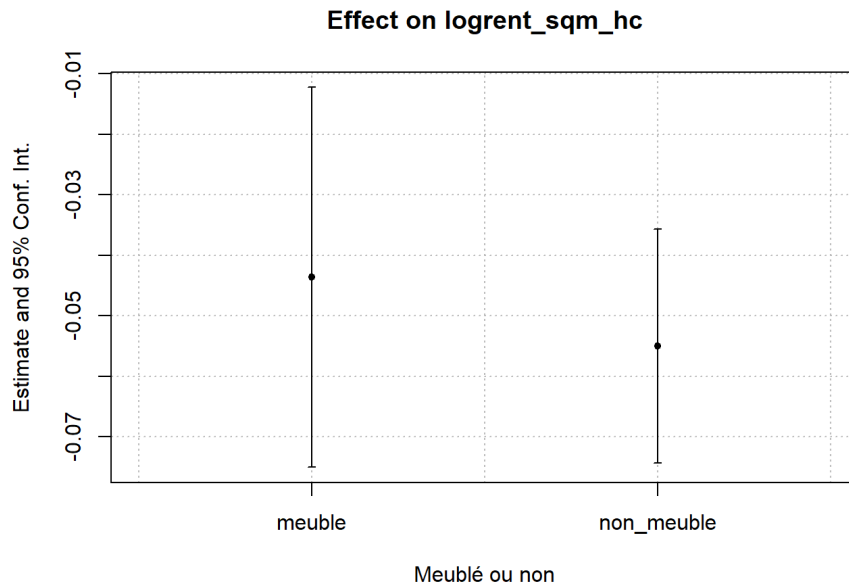
Tableau 9 : variations de loyer imputables à l'encadrement par année

| | 07/2019- 06/2020 | 07/2020- 06/2021 | 07/2021- 06/2022 | 07/2022- 06/2023 | 07/2023- 06/2024 | 07/2024- 06/2025 |
|---------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Loyer observé (€) | 1504 | 1429 | 1427 | 1549 | 1580 | 1632 |
| Effet du traitement (%) | -2,5 | -3,5 | -5,3 | -5,9 | -8,2 | -4,9 |
| Loyer contrefactuel (€) | 1543 | 1481 | 1507 | 1646 | 1721 | 1717 |
| Variation de loyer par mois (€) | -39 | -52 | -80 | -97 | -141 | -85 |
| Variation de loyer par an (€) | -463 | -622 | -958 | -1165 | -1694 | -1019 |

Il est à noter que l'intervalle de confiance augmente au fil des périodes d'encadrement. Cela pourrait signifier qu'avec le temps, l'écart se creuse entre les biens respectant l'encadrement et ceux qui ne le respectent pas. D'un côté les biens qui le respectent voient leur loyer diminuer progressivement par rapport au groupe de contrôle, de l'autre les biens qui ne le respectent pas font diminuer l'efficacité de l'encadrement et donc augmentent la variance de l'estimation.

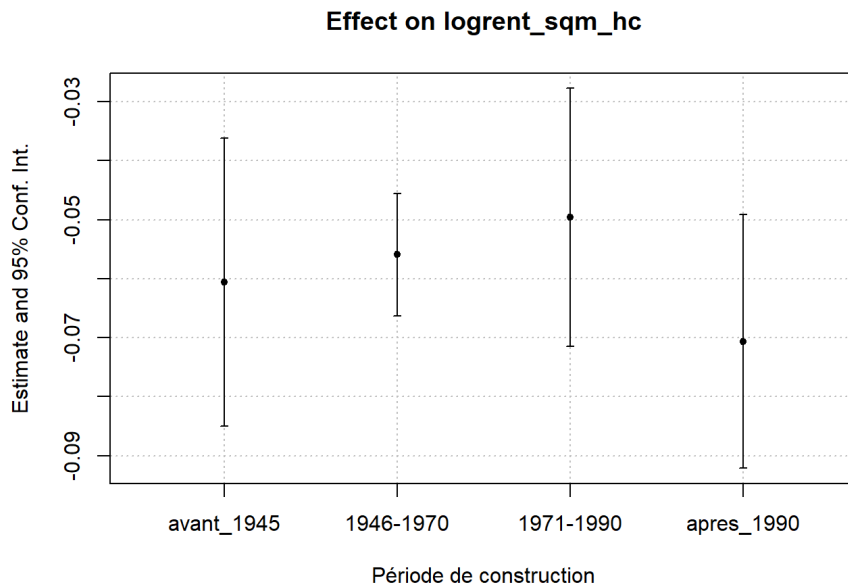
Nous différencions ensuite l'effet de l'encadrement selon que les appartements en location sont meublés ou non (Figure 16). L'effet de l'encadrement est plus important pour les non-meublés que pour les meublés, mais le fait que les intervalles de confiance se recoupent largement nous conduit à nuancer la différence entre les deux.

Figure 16 : Effet de l'encadrement en distinguant les logements meublés et non meublés



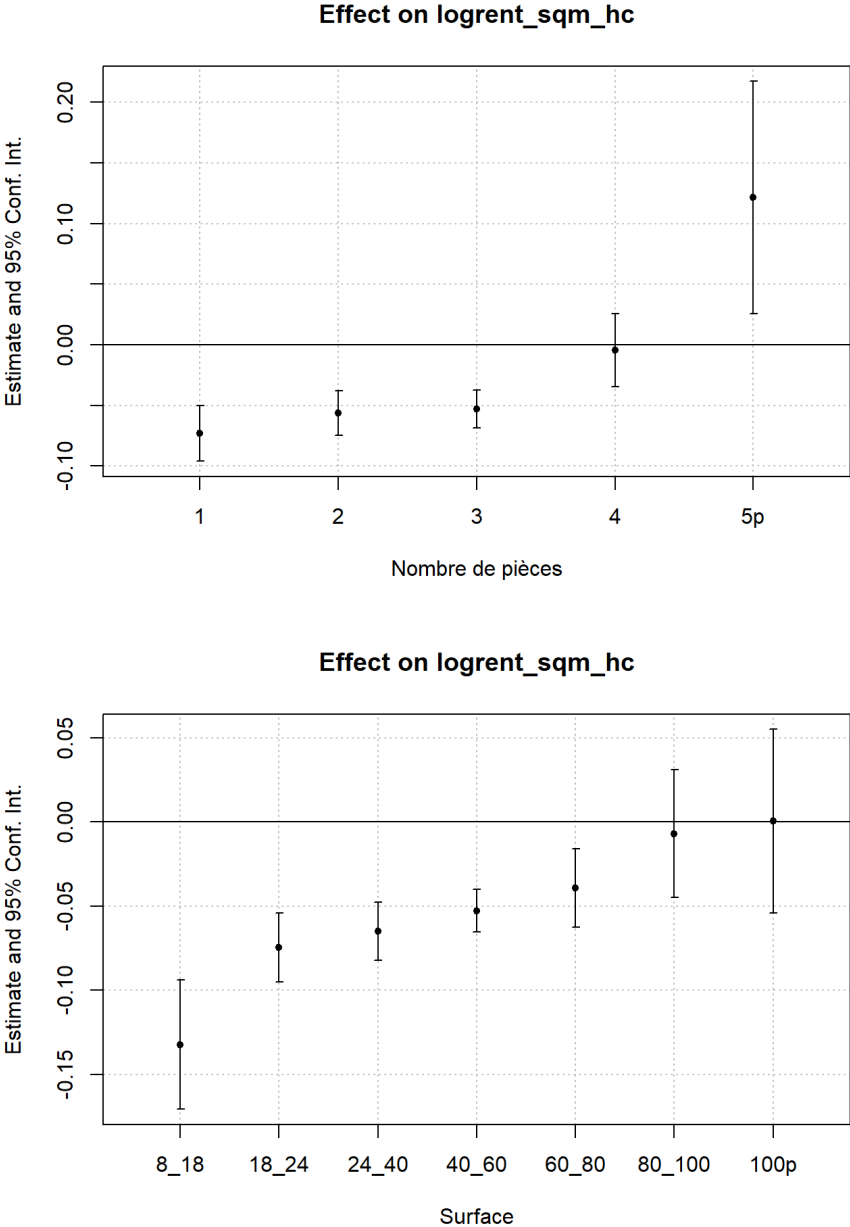
Concernant les différences de l'effet de l'encadrement selon la période de construction du logement (Figure 17), l'effet semble relativement similaire pour toutes les périodes de construction. Nous constatons toutefois que la variance associée aux biens construits avant 1945 est plus élevée que pour les autres groupes.

Figure 17 : Effet de l'encadrement selon la période de construction



Nous estimons ensuite l'effet de l'encadrement selon le nombre de pièces puis selon la surface des logements (Figure 18). Les résultats sont cohérents entre ces deux estimations : l'encadrement fait davantage baisser les loyers des petits appartements (1 pièce ou moins de 18m²). La capacité de l'encadrement à réduire les montants des loyers diminue à mesure que les surfaces/nombre de pièces augmente. L'effet de l'encadrement a une très forte variance illustrée par un intervalle de confiance très large pour les biens de 5 pièces et plus ou de 100 m² et plus. Cet effet peut notamment être dû à la rareté de ce type de bien qui peut provoquer des estimations moins précises. L'impact de l'encadrement devient non significatif à partir de 4 pièces et 80 m².

Figure 18 : Effet de l'encadrement selon le nombre de pièces et selon la surface



Sur la période allant du 1^{er} juillet 2019 au 30 juin 2025, sachant que le loyer moyen constaté dans les annonces parues à Paris est de 855€ pour les studios et que l'effet de l'encadrement est de -7,1%, le loyer moyen en l'absence du dispositif d'encadrement aurait atteint 920€. L'encadrement des loyers a donc permis de réduire le niveau moyen des loyers de 65€ par mois (779€ par an). Les résultats sont

très proches pour les logements avec une surface comprise entre 18 et 24 m², avec une réduction qui atteint 775€ par an. Pour un logement de 3 pièces, sachant que le loyer moyen constaté dans les annonces parues à Paris est de 1988€ et que l'effet de l'encadrement est de -5,2%, le loyer moyen en l'absence du dispositif d'encadrement aurait atteint 2096€. L'encadrement des loyers a donc permis de réduire le niveau moyen des loyers de 108€ par mois (1300€ par an). Les tableaux 10 et 11 fournissent ces calculs pour toutes les catégories de pièces et de surface.

Tableau 10 : variations de loyer imputables à l'encadrement par nombre de pièces

| | 1 pièce | 2 pièces | 3 pièces | 4 pièces | 5 pièces et plus |
|---------------------------------|---------|----------|----------|----------|------------------|
| Loyer observé (€) | 855 | 1334 | 1988 | 2940 | 4309 |
| Effet du traitement (%) | -7,1 | -5,5 | -5,2 | -0,5(NS) | 12,9 |
| Loyer contrefactuel (€) | 920 | 1412 | 2096 | 2953(NS) | 3817 |
| Variation de loyer par mois (€) | -65 | -77 | -108 | -13(NS) | 492 |
| Variation de loyer par an (€) | -779 | -929 | -1300 | -162(NS) | 5905 |

La mention « NS » indique que le résultat n'est statistiquement pas significativement différent de 0.

Tableau 11 : variations de loyer imputables à l'encadrement par surface

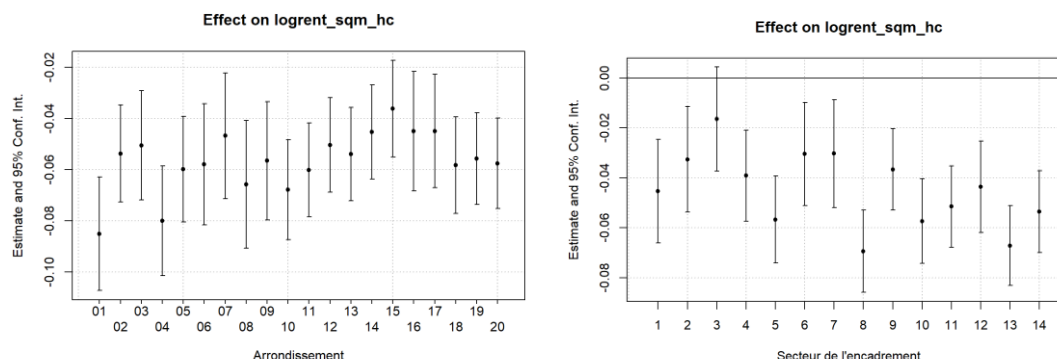
| | 8 à 18m ² | 18 à 24m ² | 24 à 40m ² | 40 à 60m ² | 60 à 80m ² | 80 à 100m ² | 100m ² et + |
|---------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| Loyer observé (€) | 652 | 834 | 1 082 | 1 513 | 2 023 | 2 708 | 4 233 |
| Effet du traitement (%) | -12,4 | -7,2 | -6,3 | -5,1 | -3,9 | -0,7(NS) | 0,05(NS) |
| Loyer contrefactuel (€) | 745 | 898 | 1154 | 1595 | 2104 | 2727(NS) | 4231(NS) |
| Variation de loyer par mois (€) | -92 | -65 | -73 | -82 | -81 | -19(NS) | 2(NS) |
| Variation de loyer par an (€) | -1108 | -775 | -872 | -985 | -973 | -228(NS) | 24(NS) |

La mention « NS » indique que le résultat n'est statistiquement pas significativement différent de 0.

Nous examinons enfin l'hétérogénéité de l'impact de l'encadrement selon les arrondissements et selon les secteurs (Figure 19) de l'encadrement (le nombre d'observations par année et secteur de l'encadrement puis par année et arrondissement est reporté respectivement dans les annexes A.3.16 et A.3.17). Peu de différences significatives apparaissent selon le secteur de l'encadrement. Ce résultat peut s'expliquer par le mode de délimitation des périmètres de ces secteurs, qui ont précisément été définis comme des zones relativement homogènes. Les différences existantes sont donc captées par les effets fixes, rendant l'effet de la politique relativement homogène entre ces secteurs. A l'exception des 1^{er} et 4^{ème} arrondissements, l'effet est également relativement homogène entre les arrondissements : les intervalles de confiance se croisent pour la plupart des arrondissements. Il convient de noter que contrairement aux analyses d'hétérogénéité basées sur les caractéristiques des logements (par exemple le nombre de pièces), qui partitionnent de manière homogène les observations des groupes de traitement et de contrôle (et donc assurent une bonne comparabilité), le découpage en secteurs géographiques ne permet pas d'établir une telle équivalence. Par conséquent,

les résultats obtenus ne sont pas suffisamment fiables pour conclure quant aux effets de la politique d'encadrement des loyers selon les secteurs géographiques ou les arrondissements.

Figure 19 : Effet de l'encadrement selon l'arrondissement et le secteur géographique



2.3.3. Analyse d'hétérogénéité par niveau de contrainte des loyers

Plusieurs études ont exploité la co-existence, sur un même territoire, d'un marché contraint (où les biens sont encadrés) et d'un marché non contraint où les prix pratiqués sont libres. Elles ont montré que si l'encadrement des loyers permettait une baisse des loyers dans le secteur contraint, elle engendrait une hausse des loyers dans le secteur non contraint (Skak et Bloze, 2013 ; Chapelle, Wasmer, et Bono, 2019 ; Mense, Michelsen, et Kholodilin, 2023). L'encadrement des loyers à Paris concerne toutes les observations dans notre base de données, ce qui ne permet pas une analyse similaire. Cependant, nous pouvons définir plusieurs niveaux de contrainte des loyers en utilisant la différence entre le seuil de loyer maximum autorisé par l'encadrement et le loyer contrefactuel (loyer qui aurait été effectif à Paris si l'encadrement des loyers n'avait pas été mis en place).

Nous commençons par estimer le loyer contrefactuel en utilisant une méthode par imputation (Borusyak, Jaravel, et Spiess, 2022) qui consiste à estimer le loyer contrefactuel sous les mêmes hypothèses qu'une différence-de-différences (SUTVA et hypothèse de tendances parallèles). Plus précisément, nous estimons le modèle sur les observations non traitées et nous nous servons des coefficients estimés pour imputer le loyer sur les observations à Paris pendant la période d'encadrement. Nous obtenons ainsi le loyer contrefactuel noté $\hat{Y}_{ict}(0)$ qui correspond au loyer à Paris si l'encadrement n'avait pas été mis en place. Nous pouvons ainsi calculer une mesure du niveau de contrainte des loyers :

$$RC_{ict} = \frac{\hat{Y}_{ict}(0) - RT_{ict}}{\hat{Y}_{ict}(0)}$$

où RT_{ict} est le loyer de référence majoré appliqué au bien i dans la commune c (en l'occurrence, Paris) à la période t . Nous divisons cette mesure par le loyer contrefactuel afin de limiter les effets taille (les biens avec un loyer plus élevé sont aussi ceux qui dépassent le plus le seuil en valeur). Cette mesure prend des valeurs négatives pour les biens qui auraient été en dessous du seuil de loyer sans la mise en place de l'encadrement, et des valeurs positives dans l'autre cas. Nous divisons cette mesure de contrainte en 20 quantiles afin de l'utiliser dans une analyse d'hétérogénéité. Nous pouvons ainsi étudier l'effet de l'encadrement des loyers en fonction du niveau de contrainte des loyers. Autrement dit, cela nous permet de savoir si les biens qui étaient relativement bas par rapport au seuil d'encadrement annoncé en ont profité pour augmenter leur loyer.

Nous ne sommes pas en mesure d'identifier le seuil de loyer pour tous les biens dans notre base de données, en raison des données manquantes sur la période de construction et/ou l'adresse. Nous parvenons à identifier le seuil de loyer pour 204 440 observations de nos 353 960 observations à Paris en période de post-traitement¹¹. Le Tableau 12 compare les estimations de l'effet de l'encadrement entre cet échantillon et la base complète utilisée dans les estimations précédentes. Les colonnes 1 et 2 indiquent les résultats sur toutes les données et les colonnes 3 et 4 les résultats sur les données où nous avons pu identifier le seuil de l'encadrement des loyers applicable au bien. Les effets de l'encadrement estimés sont très proches pour les 4 colonnes. Nous en déduisons que cet échantillon ne devrait pas biaiser les résultats de notre analyse d'hétérogénéité par niveau de contrainte des loyers.

Tableau 12 : Résultats d'estimation du modèle de différence-de-différences

| | Toutes les observations Coefficients homogènes | Toutes les observations Coefficients hétérogènes | Observations avec seuil Coefficients homogènes | Observations avec seuil Coefficients hétérogènes |
|------------------------------------|--|--|--|--|
| Traitement (%) | -5.065% | -5.041% | -4.233% | -5.052% |
| Traitement | -0.052*** (0.009) | -0.052*** (0.009) | -0.043*** (0.008) | -0.052*** (0.008) |
| Num.Obs. | 867 107 | 867 107 | 717 595 | 717 595 |
| R2 | 0.835 | 0.848 | 0.832 | 0.846 |
| R2 Within | 0.518 | 0.555 | 0.550 | 0.585 |
| Effets fixes: trimestre | X | X | X | X |
| Effets fixes: IRIS | X | X | X | X |
| Variables de contrôle | X | X | X | X |

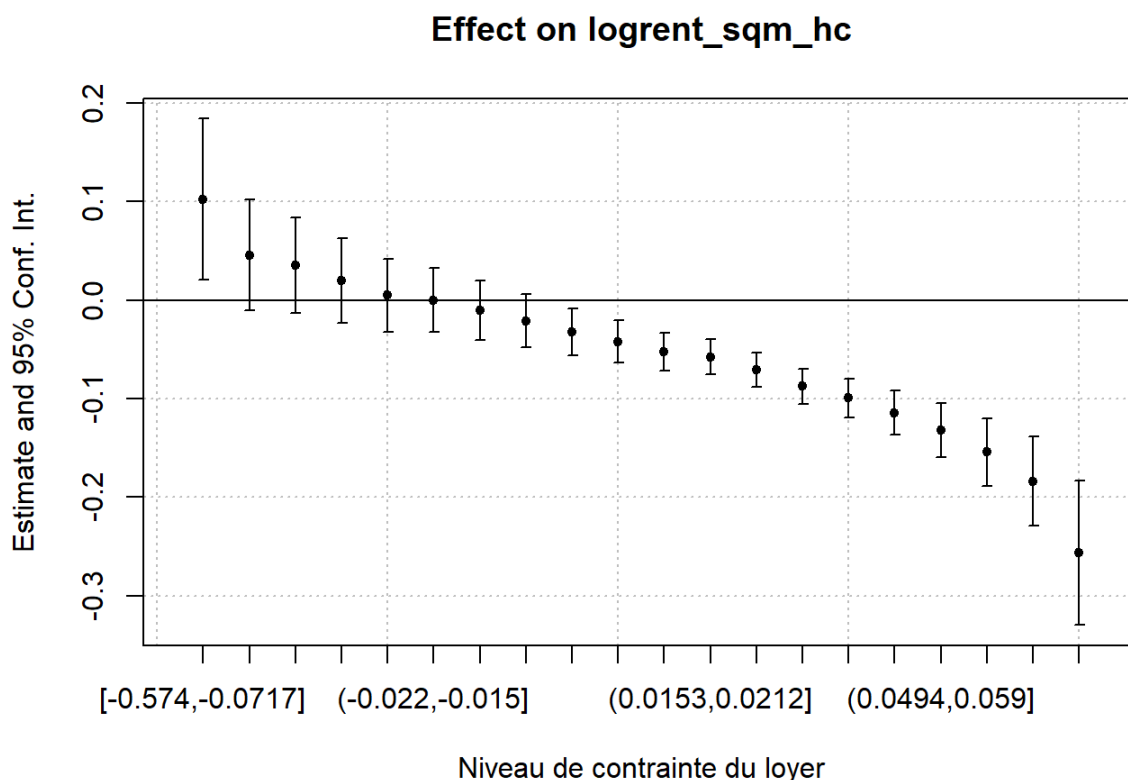
La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2 exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ et la standard error apparait entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple pour la colonne 1 : $\exp(-0.052)-1 = -0.0506$, soit une baisse de 5%. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*.

Les résultats de l'analyse d'hétérogénéité par niveau de contrainte des loyers sont indiqués dans la Figure 20 (voir annexe A.3.12 pour le tableau avec la valeur des coefficients). Dans l'ensemble,

¹¹ Nous n'avons pas besoin du seuil de loyer avant la mise en place de l'encadrement car l'analyse se concentre ici sur l'effet de l'encadrement après sa mise en place et non sur les dépassements avant/après comme dans la section 2.1.

l'encadrement des loyers a été plus efficace pour réduire les loyers qui auraient été au-dessus du seuil d'encadrement. Plus le loyer contrefactuel aurait été élevé (sans mise en place de l'encadrement), plus l'effet de l'encadrement a été élevé. L'encadrement a permis une réduction significative du loyer des biens à partir du 9^{ème} quantile. Nous pouvons en déduire qu'en présence d'un encadrement des loyers, les loyers sont restés stables ou ont baissé pour tous les biens du marché, et ce d'autant plus que le loyer excédait le seuil imposé.

Figure 20 : Effet de l'encadrement selon les 20 quantiles de niveau de contrainte des loyers



2.3.4. Effet de l'encadrement parisien si tous les biens avaient un loyer inférieur ou égal au seuil maximum autorisé

Le dépassement peut être légal si un complément de loyer est justifié par des caractéristiques exceptionnelles du bien qui le distinguent des biens équivalents à proximité ou, dans les autres cas, être illégal. Nous cherchons dans cette partie à quantifier quel serait l'effet de l'encadrement des loyers à Paris si tous les bailleurs le respectaient et si aucun complément de loyer n'était pratiqué. En d'autres termes, cela revient à étudier une borne haute théorique de l'effet de la politique d'encadrement des loyers.

Pour estimer cet effet, nous utilisons également l'échantillon d'observations pour lequel nous pouvons identifier le seuil de l'encadrement applicable à chaque bien à Paris pendant la période d'encadrement. Nous remplaçons ensuite tous les loyers qui dépassent le seuil majoré par la valeur de ce seuil majoré. Ainsi aucun des loyers dans notre échantillon ne dépasse ce seuil. Nous réestimons ensuite le modèle en différence-de-différences pour obtenir la borne haute de l'effet de la politique. Les écarts-types sont obtenus à partir d'une méthode de rééchantillonnage de type bootstrap avec 1000 répliques.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 13. La 1ère colonne indique les résultats pour un modèle avec coefficients homogènes et la 2nde pour un modèle avec coefficients hétérogènes. Dans chacun des cas, l'effet de l'encadrement est significatif. D'après ces estimations, la borne haute de l'effet de l'encadrement des loyers à Paris est de 10,1% selon le modèle avec coefficients hétérogènes (colonne 2). Cet effet théorique est plus de deux fois plus élevé que l'effet actuel de la politique d'encadrement des loyers. Le loyer moyen constaté sur ce sous-échantillon est de 1493€ sur la période, et en l'absence d'encadrement le loyer contrefactuel aurait été de 1661€. L'encadrement a donc permis de réduire le niveau moyen des loyers de 168€ par mois (ou 2013€ par an).

Tableau 13 : Résultats d'estimation du modèle si l'encadrement était respecté

| | Coefficients homogènes | Coefficients Hétérogènes |
|--------------------------------|------------------------|--------------------------|
| Traitement (%) | -10.6% | -10.1% |
| Traitement | -0.112*** (0.001) | -0.107*** (0.002) |
| Num.Obs. | 717 595 | 717 595 |
| R2 | 0.827 | 0.842 |
| R2 Within | 0.550 | 0.590 |
| RMSE | 0.19 | 0.18 |
| Effets fixes: trimestre | X | X |
| Effets fixes: IRIS | X | X |
| Variables de contrôle | X | X |

La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2 exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 et la standard error apparait entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple pour la colonne 1 : $\exp(-0.112)-1 = -0.106$, soit une baisse de 10.6%. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*.

2.3.5. Analyse de robustesse à l'hypothèse de tendances parallèles

Cette section s'attache à évaluer la sensibilité de nos résultats aux hypothèses faites pour les estimations. Le modèle estimé précédemment repose sur l'hypothèse d'une tendance de loyers parallèle entre le groupe traité et le groupe de contrôle. Afin de vérifier si notre estimation est robuste

à cette hypothèse, nous estimons une différence-de-différences synthétique (SDID) qui ne repose pas sur l'hypothèse de tendances parallèles (Arkhangelsky et al., 2021). Cette méthode est présentée en détail dans l'annexe A.3.13¹².

Le tableau 14a présente les résultats de ces estimations pour les modèles à coefficients homogènes et hétérogènes. Dans chacun des cas, nous comparons le résultat obtenu avec la différence-de-différences et la différence-de-différences synthétique. Les écarts-types des colonnes 2 et 4 sont obtenus à partir d'un bootstrap utilisant 1000 répétitions. Pour ces deux modèles, l'effet estimé de l'encadrement est proche : -4,548 pour le modèle SDID contre -5,041 pour le modèle DID avec coefficients hétérogènes, et -4,389 pour le modèle SDID contre -5,065 pour le modèle DID avec coefficients homogènes. L'effet de l'encadrement estimé est donc robuste puisque nous trouvons un résultat très similaire lorsque nous relâchons l'hypothèse de tendances parallèles avec une autre méthode d'estimation.

Tableau 14a : Résultats d'estimation du modèle avec différence-de-différence synthétique

| | DID coefficients homogènes | RC-SDID coefficients homogènes | DID coefficients hétérogènes | RC-SDID coefficients hétérogènes |
|---|-------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------|--|
| Traitement (%) | -5.065% | -4.389% | -5.041% | -4.548% |
| Traitement | -0.052*** (0.009) | -0.045*** (0.004) | -0.052*** (0.009) | -0.047*** (0.003) |
| Num.Obs. | 867 107 | 867 107 | 867 107 | 867 107 |
| Effets fixes : trimester | X | X | X | X |
| Effets fixes : IRIS | X | X | X | X |
| Variables de contrôle | X | X | X | X |

La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2 exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ et la standard error apparait entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple pour la colonne 1 : $\exp(-0.052)-1 = -0.05065$, soit une baisse de 5,065%. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*. Le nombre d'observations pour RC-SDID correspond au nombre total d'observations utilisé pour calculer les poids, et non au nombre d'observations utilisé pour calculer l'ATT dans la dernière étape.

Un deuxième test de robustesse a consisté à appliquer la méthode développée par Rambachan et Roth (2022) afin de tester la sensibilité de l'effet de traitement estimé à l'hypothèse PTA. La Figure 14 montre que si les tendances de loyer sont proches entre Paris et le groupe de contrôle avec une corrélation estimée de 0.94, elles ne sont pas exactement identiques. Nous mettons en œuvre un test

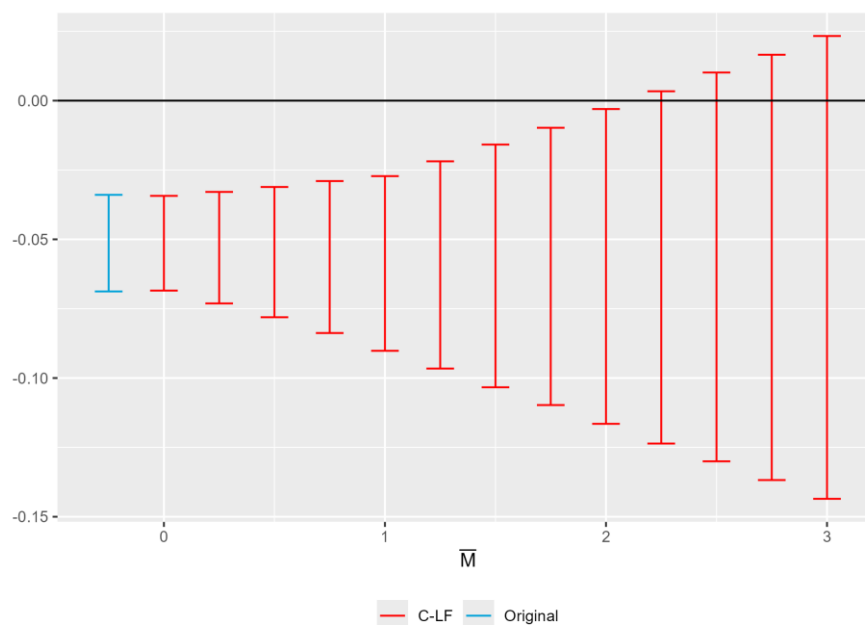
¹² La ville de Grenoble, encadrée à partir de janvier 2025, est exclue du groupe de donneurs car cette méthode nécessite que chacune des villes du groupe donneurs soit présente sur la totalité de la période.

statistique pour l'effet de cette hypothèse sur nos résultats pour différents niveaux de violation de l'hypothèse. Deux tests sont possibles. Le premier suppose que l'existence de chocs temporaires affecte différemment le groupe de contrôle et le groupe traité, alors que le deuxième suppose une différence de tendance qui change avec le temps. Dans notre cas, les plus gros risques pour l'identification sont la crise sanitaire de la covid-19 ainsi que les Jeux Olympiques et Paralympiques qui pourrait avoir affecté différemment le marché immobilier parisien par rapport au groupe de contrôle. C'est donc le premier test qui semble le plus pertinent dans notre cas.

Nous réalisons le test pour l'effet moyen du traitement estimé précédemment en utilisant pour cela le modèle à coefficient hétérogènes. Les résultats sont présentés dans la figure 21a. Le graphique pour le modèle à coefficients homogènes est en annexe A.3.4. L'effet du traitement est robuste (significatif) jusqu'à une violation de la PTA deux fois plus élevée en période de post-traitement qu'en période de pré-traitement. Cela confirme que l'encadrement des loyers a bien pour effet de baisser le montant des loyers sur le marché parisien par rapport au groupe de contrôle et que cet effet est robuste à l'hypothèse de tendances parallèles.

Figure 21a : Test de robustesse

Moyenne de toutes les périodes



2.3.6. Analyse de robustesse en excluant Grenoble du groupe de contrôle

En raison de l'instauration de l'encadrement des loyers, en janvier 2025, à Grenoble, ville qui figurait jusqu'alors dans notre groupe de contrôle, deux options méthodologiques se présentaient à nous : i) exclure Grenoble du groupe de contrôle dès le début de la période d'étude ou ii) ne la retirer qu'à partir du moment où elle devient elle-même traitée. Nous avons privilégié la première option afin de garantir la stabilité de nos modèles et d'éviter que les résultats communiqués lors des années précédentes ne changent.

Il est toutefois nécessaire de démontrer que cette exclusion de Grenoble n'affecte pas significativement nos estimations. Pour ce faire, nous avons évalué le modèle sur la période précédant janvier 2025, d'abord en incluant Grenoble dans le groupe de contrôle, puis en l'en excluant. Cette démarche (test de robustesse) permet de s'assurer que nos conclusions sur l'efficacité de la mesure à Paris ne sont pas biaisées ni artificiellement portées par la composition spécifique du groupe de comparaison.

Les estimations ont été réalisées selon deux spécifications : un modèle à coefficients homogènes et un modèle à coefficients hétérogènes. Le tableau 14b présente les résultats concernant l'effet moyen de l'encadrement sur les loyers à Paris, de juillet 2019 à décembre 2024. Les colonnes 1 et 2 permettent de comparer les résultats issus du modèle à coefficients homogènes. Nous observons une variation minimale, de l'ordre de 0,3 point de pourcentage, selon que Grenoble soit incluse ou non. Pour le modèle à coefficients hétérogènes (colonnes 3 et 4), cet écart se réduit à seulement 0,2 point de pourcentage. L'impact de la présence de Grenoble dans le groupe de contrôle sur l'estimation finale est donc négligeable. Dans toutes les configurations, l'effet restrictif de l'encadrement des loyers demeure statistiquement significatif au seuil de 0,1 % ($p < 0,001$), avec des écarts-types présentant des valeurs très similaires.

Tableau 14b : Comparaison ATT avec et sans Grenoble dans le groupe de contrôle

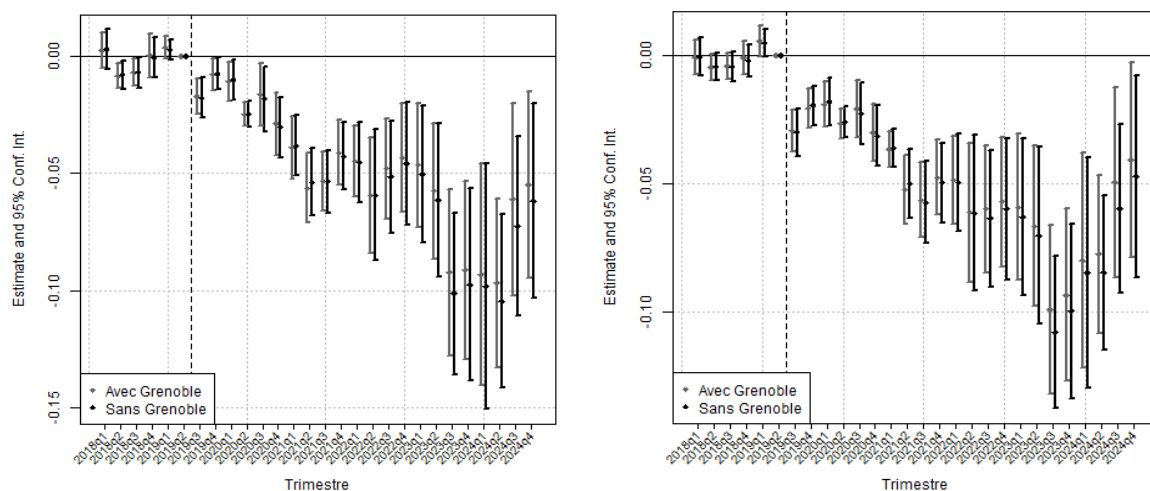
| | Coefficients homogènes avec Grenoble | Coefficients homogènes sans Grenoble | Coefficients hétérogènes avec Grenoble | Coefficients hétérogènes sans Grenoble |
|-----------------------------|--|--|--|--|
| Traitement (%) | 5% | 5,3% | 5,1% | 5,3% |
| Traitement | -0.051*** (0.008) | -0.054*** (0.009) | -0.052*** (0.008) | -0.055*** (0.008) |
| Num.Obs. | 786217 | 747921 | 786217 | 747921 |
| R2 | 0.839 | 0.837 | 0.852 | 0.849 |
| R2 Within | 0.515 | 0.511 | 0.553 | 0.547 |
| Effets fixes : Trimestre | X | X | X | X |
| Effets fixes : IRIS | X | X | X | X |
| Variables de contrôle | X | X | X | X |

La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2 exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ et la standard error apparait entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple pour la colonne 1 : $\exp(-0.051)-1 = -0,05$, soit une baisse de 5%. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*.

Nous procédons ensuite à une analyse de l'effet de l'encadrement trimestre par trimestre, par le biais d'une étude d'événement (event study). Les résultats sont illustrés par la figure 21b : le graphique de gauche correspond au modèle à coefficients homogènes, et celui de droite au modèle à coefficients hétérogènes. Chaque graphique trace l'effet estimé de l'encadrement sur les loyers au fil des

trimestres, encadré par son intervalle de confiance à 95 %. Les estimations incluant Grenoble dans le groupe de contrôle sont représentées en gris, tandis que celles l'excluant figurent en noir. Tant pour la période de pré-traitement que pour celle de post-traitement, la trajectoire de l'effet estimé reste similaire, indépendamment de la présence de Grenoble dans l'échantillon de comparaison. Les intervalles de confiance se superposent également très largement, quelle que soit la spécification retenue. Le chevauchement quasi-parfait de ces intervalles de confiance confirme de manière visuelle et statistique qu'il n'y a aucune différence significative entre les deux approches à un instant T.

Figure 21b : Comparaison des event studies avec et sans Grenoble dans le groupe de contrôle



En conclusion, l'effet moyen global de l'encadrement (ATT) et sa dynamique trimestrielle (event studies) demeurent strictement similaires que Grenoble soit incluse ou exclue du groupe de contrôle. La mise en application de l'encadrement des loyers à Grenoble dès janvier 2025 motive ainsi son retrait définitif de notre échantillon de comparaison à partir de 2025, une décision méthodologique qui n'induit aucun biais et n'altère en rien la robustesse de nos résultats.

2.3.7. Evaluation de l'impact de l'encadrement des loyers à Paris et dans 6 autres villes régulées

Les résultats des estimations en différence de différences avec traitement échelonné appliquées aux six villes régulées (Paris incluse) sur la **période allant de janvier 2018 à fin juin 2025** sont présentés dans les colonnes (2) et (3) du tableau 15. A titre de rappel, la colonne (1) reproduit les résultats des estimations obtenus pour Paris seule (voir tableau 8). L'effet estimé de l'encadrement des loyers dans le modèle avec traitement échelonné des 7 villes régulées indique une diminution des loyers de 5,158 %. Lorsque Paris est exclue de l'analyse (colonne 3), l'effet estimé de l'encadrement dans les 6 autres villes régulées est de 4,963%. Le fait que **l'effet de traitement apparaisse inférieur à celui estimé pour Paris seul ne doit surtout pas être interprété comme une moindre efficacité de la régulation dans les villes de province**. Ce résultat s'explique avant tout par la durée d'application plus courte du dispositif dans ces villes, alors que l'event study (figure 22) met en évidence une intensification progressive de l'effet au fil du temps. Ainsi, si l'on compare les effets à période relative équivalente (par exemple trois ans après la mise en place de l'encadrement), les villes de province présentent un impact plus marqué

que Paris. En revanche, seules les données parisiennes sont disponibles pour les périodes les plus lointaines après le début du traitement, ce qui tire mécaniquement vers le haut l'effet estimé pour Paris et pour l'ensemble des sept villes. En conséquence, l'effet global estimé pour les sept villes régulées est légèrement supérieur à celui mesuré à Paris seul (-0.053 contre -0.052), car il reflète à la fois les effets croissants observés à Paris sur la longue période et les effets plus intenses mais plus récents dans les autres villes. Il convient toutefois de noter que l'effet de traitement se renforce dans le temps pour les villes régulées de province, passant de -4,4 % à -4,96 % avec l'extension de l'analyse à la période la plus récente.

| | Paris (1) | 7 villes encadrées (2) | Villes encadrées hors Paris (3) |
|--------------------------|----------------------|---------------------------|---------------------------------------|
| Traitement (%) | -5.041% | -5.158% | -4.963% |
| Traitement | -0.052*** (0.009) | -0.053*** (0.008) | -0.051*** (0.011) |
| Num.Obs. | 867 107 | 1 192 573 | 788 510 |
| Effets fixes : trimestre | X | X | X |
| Effets fixes: IRIS | X | X | X |
| Variables de contrôle | X | X | X |

La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le niveau des loyers au m2 exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ et la standard error apparait entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple pour la colonne 1 : $\exp(-0.052)-1 = -5.041$, soit une baisse de 5,2%. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*.

Tableau 15 : Résultats d'estimation du modèle en différences de différence avec traitement échelonné

La figure 22 compare les event studies pour 3 spécifications alternatives : DiD classique pour Paris uniquement (panneau de gauche), DiD échelonnée pour les 7 villes régulées dont Paris (panneau central) et enfin pour les villes régulées à l'exception de Paris (panneau de droite). L'ajout des autres villes encadrées ne modifie pas fondamentalement les résultats. Il est toutefois à noter que 3 trimestres sur 17 présentent une pré-tendance significative, ce qui peut s'expliquer par un nombre plus réduit d'observations pour ces périodes, rendant les résultats plus sensibles aux chocs spécifiques à une ville. Nous observons par ailleurs que la remontée des coefficients en fin de période pour Paris, qui traduit un affaiblissement récent de l'effet du dispositif, se reflète dans l'estimation agrégée, qui est en partie tirée par l'évolution parisienne et présente également une atténuation de l'effet sur les derniers trimestres. À l'inverse, lorsque l'analyse est restreinte aux seules villes de province, l'effet continue de se renforcer au cours du temps, sans inflexion comparable en fin de période.

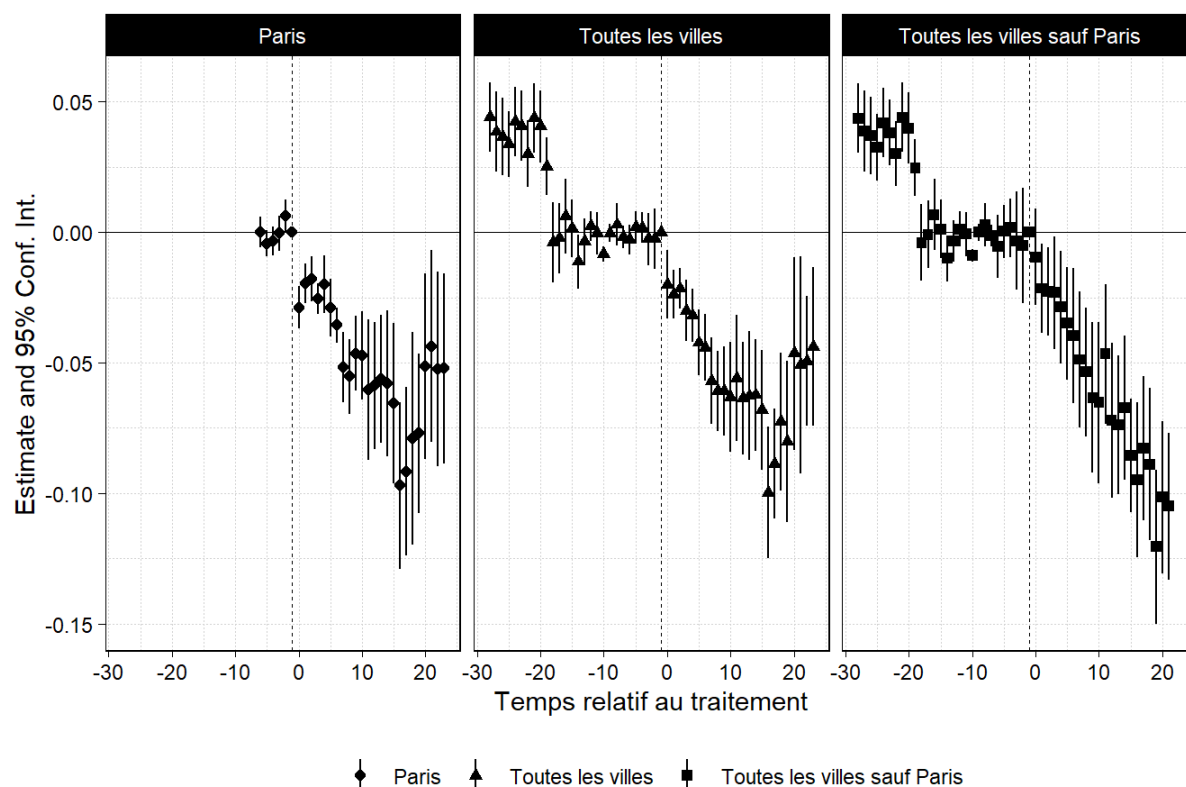


Figure 22 : Event study avec traitement échelonné

2.3.7. Effets de l'encadrement sur l'offre de biens en location

Si l'encadrement des loyers s'avère efficace pour modérer les hausses des loyers à Paris, la question de ses effets secondaires, notamment sur l'offre de logements, reste centrale. En effet, en cas de diminution des loyers perçus, certains bailleurs peuvent juger la location traditionnelle moins rentable, et opter pour d'autres usages de leur bien (vente, location meublée saisonnière, mise en vacance, etc.). Le dispositif peut également modifier le comportement des locataires, notamment en les incitant à rester plus longtemps dans leur logement. La baisse des loyers induite par l'encadrement peut entraîner une hausse de la demande locative, en rendant accessibles certains logements à des ménages qui, en l'absence de régulation, n'auraient pas eu les moyens de se loger dans Paris. Un effet d'allongement de la durée d'occupation, qui a été bien documenté dans la littérature économique sur les politiques d'encadrement des loyers, peut mécaniquement réduire le flux d'annonces observées, sans que cela ne reflète une baisse du stock de logements disponibles à la location. Autrement dit, un même nombre de logements peut générer moins d'annonces, simplement parce que les locataires changent moins souvent.

Comme décrit dans la partie méthodologique, pour mesurer l'offre de logements, nous utilisons le nombre d'annonces postées sur le site SeLoger par un panel de 575 agences immobilières localisées à Paris (340 agences) et dans les 8 villes du groupe de contrôle (235 agences) qui ont publié au moins une annonce chaque trimestre (afin que notre mesure du flux d'offre locative ne soit pas affectée par la popularité de la plateforme).

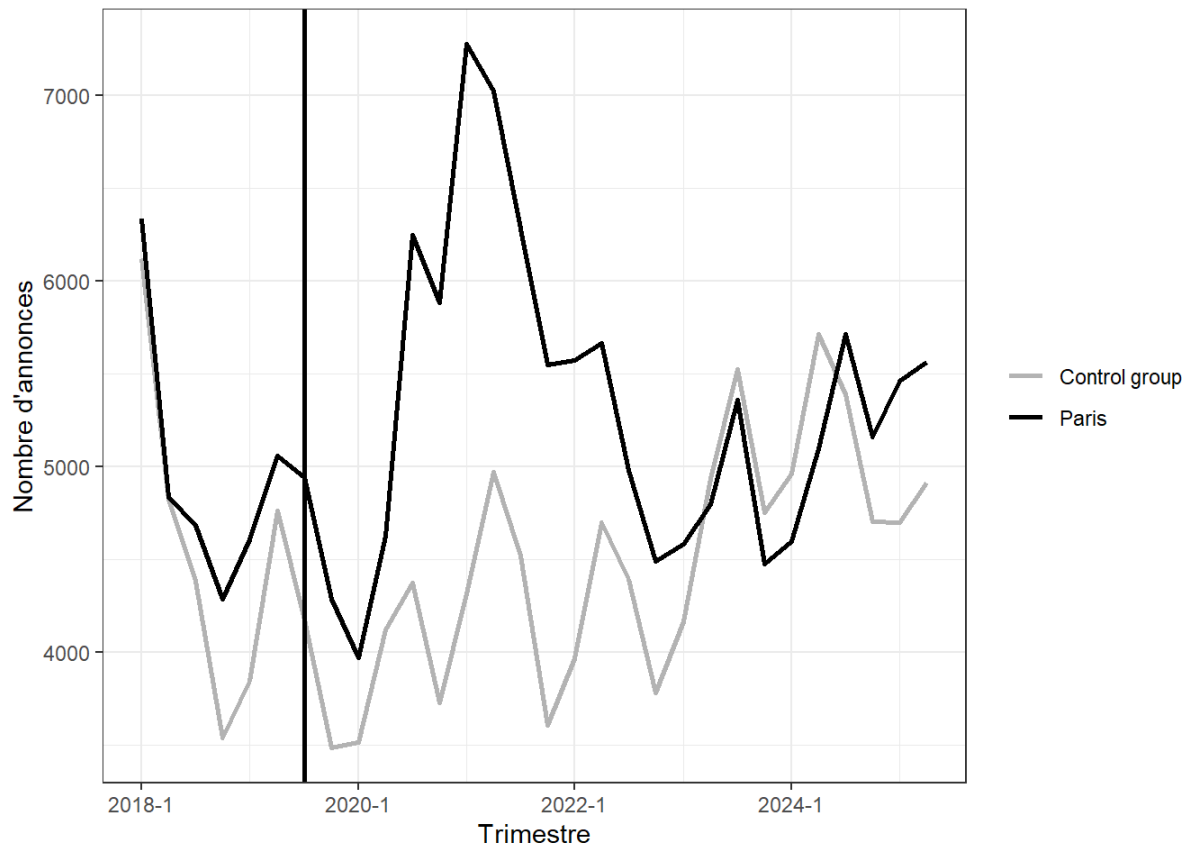


Figure 23 : Évolution du nombre d'annonces

La figure 23 représente l'évolution du nombre d'annonces à Paris et dans le groupe de contrôle. Avant la mise en place de l'encadrement, le nombre d'annonces à Paris et le nombre d'annonces pour le groupe de contrôle suivent une tendance similaire. Dans les tout premiers trimestres après la mise en œuvre de l'encadrement parisien, nous constatons une baisse du nombre d'annonces très similaire dans les deux groupes. A partir du 2^{ème} trimestre 2020, qui marque le début de la crise de la Covid-19, et jusqu'au 4^{ème} trimestre 2022, nous observons une tendance de l'évolution de l'offre locative très différente à Paris de celle des 8 villes de province, avec une hausse très marquée de l'offre locative parisienne. Cette divergence pourrait s'expliquer par le fait que certains bailleurs, face à l'effondrement de la fréquentation touristique, ont réorienté leur bien initialement destiné à la location saisonnière vers le marché de la location longue durée. Afin de tenir compte des distorsions potentielles introduites par ce choc exogène transitoire qui aurait affecté différemment Paris, nous effectuons les estimations en incluant et en excluant la période COVID-19, définie comme allant du 2^e trimestre 2020 au 4^e trimestre 2022, soit la période la plus directement affectée par la pandémie et les confinements en France. Cette approche permet de s'assurer que nos résultats ne sont pas uniquement dus aux perturbations liées à la crise sanitaire.

Les résultats de l'estimation de l'effet de l'encadrement sur le nombre d'annonces publiées par le panel d'agences sur le site SeLoger sont présentés dans le tableau 16. L'effet estimé est positif lorsque l'on garde la période COVID-19 (colonne 1), mais n'est toutefois significatif qu'à 10%. Lorsque la période de la Covid-19 est exclue, l'effet estimé de l'encadrement devient négatif, mais n'est toutefois significatif qu'à 5%.

Tableau 16 : effets de l'encadrement sur le nombre d'annonces

| | Effets fixes par agence et trimestre (1) | Effets fixes par agence et trimestre, pas de période Covid (2) |
|--------------------------|---|--|
| Traitement (%) | 0.064 | -0.068 |
| Traitement | 0.062 (0.035) | -0.071 (0.046) |
| Num.Obs. | 17 222 | 10 897 |
| Effets fixes : agence | X | X |
| Effets fixes : trimestre | X | X |

La variable *Traitement* indique l'impact de l'encadrement des loyers sur le nombre d'annonces exprimés en logarithme. Le niveau de significativité est indiqué par : + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 et la standard error apparait entre parenthèses. Pour interpréter le coefficient, il convient de calculer son exponentielle. Par exemple pour la colonne 1 : $\exp(0.061)-1 = -0,064$, soit une hausse de 6,4%, qui est cependant non significative. Le coefficient transformé, qui est directement interprétable, est indiqué à la ligne *Traitement (%)*.

La figure 25 présente l'évent study de l'effet de l'encadrement sur le nombre d'annonces pour chaque trimestre.

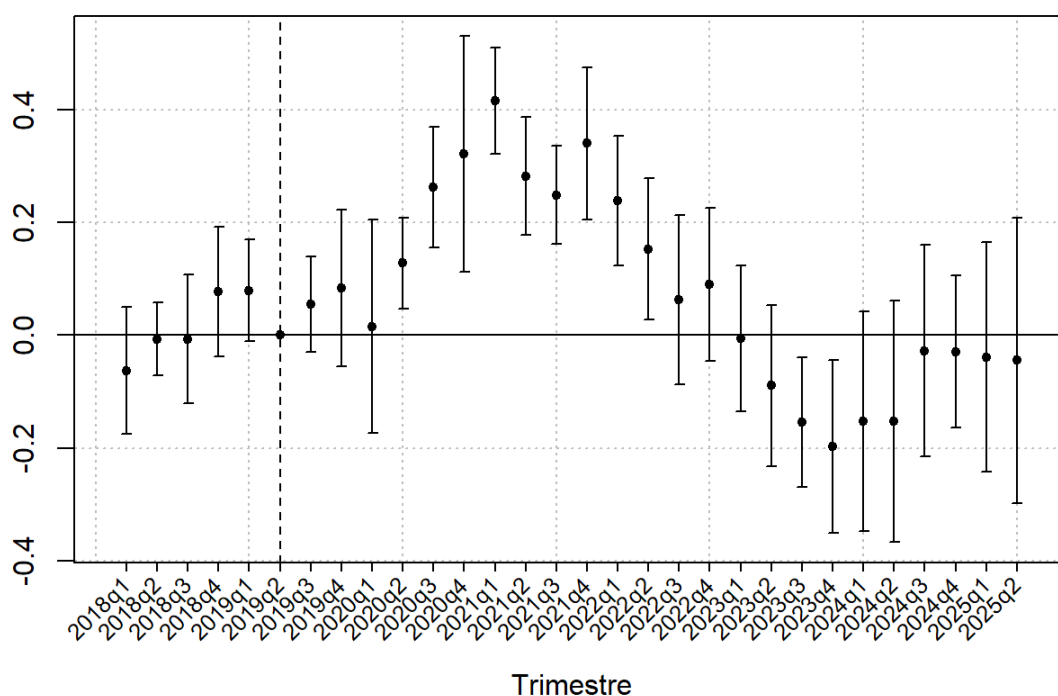


Figure 25 : Event study sur le nombre d'annonce, avec période COVID-19

Lors des trois trimestres suivant la mise en place de l'encadrement, l'effet du traitement n'est pas significatif (l'intervalle de confiance à 95% passe par 0). La mise en œuvre de l'encadrement des loyers parisiens n'a eu aucun impact significatif sur le volume d'annonces locatives au cours de cette période. En revanche, sur la période suivante – entre le 2^{ème} trimestre 2020 et le 2^{ème} trimestre 2022, qui coïncide avec la crise de la Covid-19 – le nombre d'annonces progresse plus fortement à Paris que dans les villes du groupe de contrôle. Cette hausse coïncide avec la période de la crise sanitaire liée à la COVID-19, qui a pu constituer un choc asymétrique, affectant de manière différenciée le marché locatif parisien. À Paris, en particulier, la forte baisse de l'activité touristique a pu entraîner un transfert temporaire de logements initialement destinés à la location saisonnière vers le marché de la location longue durée, alimentant ainsi une hausse du nombre d'annonces permettant la remise sur le marché locatif privé de logements. Par ailleurs, les données issues des contrats de réexpédition de courrier de La Poste indiquent que la crise sanitaire a plus fortement dégradé le solde migratoire à Paris que dans les autres grandes métropoles françaises¹³, traduisant un ajustement démographique spécifique au contexte parisien. Ces éléments suggèrent que la dynamique observée à Paris sur cette période relève davantage d'un choc conjoncturel lié à la pandémie que d'un effet structurel imputable à l'encadrement. À partir du 3^{ème} trimestre 2022, et pendant une année, aucun effet significatif de l'encadrement n'est observé sur le volume d'annonces locatives. Cette phase marque la fin de la période COVID-19 et un retour à une dynamique plus proche de la tendance préexistante. Nous n'observons une inflexion du flux d'offre locative que sur le deuxième semestre 2023. Cette évolution récente peut être le reflet d'une baisse transitoire de l'offre en lien avec l'anticipation des Jeux olympiques et paralympiques de 2024. Comme la COVID-19, les Jeux ont pu constituer un choc asymétrique, affectant de manière différenciée le marché locatif parisien. En effet, les bailleurs souhaitant proposer leur bien en location saisonnière pendant l'événement ont dû retirer leur logement de la location longue durée plusieurs mois à l'avance, notamment en cas de bail meublé (durée minimale d'un an). Ce retrait anticipé pourrait expliquer en partie la baisse des annonces observée à partir de mi-2023, et sa disparition au 1^{er} trimestre 2024, au moment où les JO approchent. Depuis début 2024, l'encadrement des loyers n'a plus aucun effet sur le volume d'annonces de location.

En résumé, aucune baisse durable du nombre d'annonces ne semble directement imputable à l'encadrement sur l'ensemble de la période. Les évolutions les plus marquées coïncident avec des chocs exogènes spécifiques à Paris (COVID, JO), et non avec l'instauration du dispositif.

Un point important à souligner dans l'analyse de ces résultats est la distinction entre le nombre d'annonces publiées et l'offre effective de logements à la location. La publication d'une annonce suppose qu'un bien soit sur le marché de la location longue durée, et qu'il ait été libéré par son occupant. Or, les études précédentes ont montré que l'encadrement affecte à la fois le stock total de logements disponibles pour de la location longue durée, qu'ils soient libres ou occupés, et la durée d'occupation moyenne des logements. Constaté une baisse du nombre d'annonces peut être la conséquence de ces deux phénomènes (retrait du marché ou allongement de la durée d'occupation par les locataires) sans qu'il nous soit possible de distinguer lequel en est responsable. Des données complémentaires sur le statut d'occupation des logements seraient nécessaires, mais elles ne sont pas mobilisables après 2022 en raison d'une rupture dans FIDELI.

¹³ POPSU (2023), Exode urbain : un mythe, des réalités, présentation des résultats de l'étude Exode Urbain des trois équipes mobilisées, coordonnée par POPSU Territoires, février 2023. https://popsu.archi.fr/sites/default/files/2023-02/DP_EXODEURBAIN_0.pdf

Conclusion

Cette troisième étude actualise les résultats de l'évaluation de l'impact sur les montants des loyers du dispositif expérimental d'encadrement appliqué par la ville de Paris depuis juillet 2019. Elle prolonge les analyses précédentes grâce à l'observation d'une année supplémentaire de données (jusqu'à juin 2025) et étend l'évaluation d'impact à une sixième ville encadrée, Grenoble, en complément des cinq villes déjà étudiées (Lille, Lyon, Villeurbanne, Bordeaux et Montpellier). Elle actualise également les résultats relatifs à l'offre locative.

L'analyse statistique des données d'annonces parisiennes publiées sur les sites du groupe SeLoger révèle que la part des annonces avec un loyer supérieur au loyer de référence majoré s'élève à 48,6 % entre juillet 2024 et juin 2025, soit une nouvelle hausse par rapport à la période précédente. Sur la période la plus récente, le taux de dépassement des petites surfaces et surfaces intermédiaires a connu des variations importantes, avec une progression marquée sur les deux dernières années. L'évolution des grandes surfaces apparaît plus modérée. L'analyse par secteur géographique révèle que sur cette dernière période, les dépassements demeurent élevés dans l'ensemble des secteurs, avec des écarts importants entre zones. Aux extrêmes, les écarts entre dépassements médians peuvent atteindre près de 20 points de pourcentage. Par ailleurs, les dépassements restent plus élevés pour les logements meublés que pour les non meublés, avec un écart toujours proche de 20 points.

L'analyse économétrique, basée sur la méthode de différence de différences, permet d'isoler l'effet de l'encadrement des loyers à Paris (i.e., le traitement) sur les montants des loyers pratiqués, en neutralisant les autres chocs susceptibles d'avoir affecté le marché de la location traditionnelle de façon homogène sur le territoire. Cette analyse confirme le renforcement de l'efficacité du dispositif expérimental. Sur l'ensemble de la période juillet 2019 – juin 2025, l'encadrement a permis de modérer significativement la hausse des loyers, dans des ordres de grandeur proches de ceux estimés dans l'étude précédente, avec un effet qui se renforce avec l'ancienneté du dispositif, sauf pour la dernière période pour laquelle l'effet revient à proximité de l'effet moyen estimé sur toute la période (-5%). Comme précédemment, cet effet est beaucoup plus prononcé pour les petites surfaces/les studios et relativement homogène selon les époques de construction, le type de location (meublé/non meublé) ou le secteur géographique. Si tous les bailleurs avaient respecté l'encadrement et si aucun complément de loyer n'avait été pratiqué, la minoration des loyers aurait été nettement plus importante.

Pour élargir la portée de l'analyse, nous estimons l'impact de l'encadrement des loyers dans sept villes régulées (Paris, Lille, Lyon, Villeurbanne, Bordeaux, Montpellier et Grenoble) en mobilisant une approche en différences de différences avec traitement échelonné. Cette méthode permet de tenir compte de l'instauration progressive du dispositif selon les territoires. Les résultats confirment que l'encadrement a permis une baisse significative des loyers, d'ampleur comparable à celle estimée à Paris seul. L'impact du dispositif apparaît donc robuste et relativement homogène à travers les différentes villes régulées, malgré des calendriers de mise en œuvre différenciés.

Enfin, l'analyse ne met pas en évidence d'effet durable de l'encadrement des loyers sur l'offre locative à Paris. Les évolutions observées du nombre d'annonces apparaissent davantage liées à des facteurs conjoncturels affectant le marché parisien, tels que la crise du COVID-19 ou les Jeux olympiques, qu'à l'instauration du dispositif lui-même.

Références

- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic difference-in-differences. *American Economic Review*, 111(12), 4088-4118
- Arnott, R. (1995). Time for revisionism on rent control?. *Journal of economic perspectives*, 9(1), 99-120.
- Bonneval, L., Goffette-Nagot, F., & Zhao, Z. (2022). The impact of rent control: Investigations on historical data in the city of Lyon. *Growth and Change*, 53(4), 1646-1667.
- Breidenbach, P., Eilers, L., & Fries, J. (2022). Temporal dynamics of rent regulations—The case of the German rent control. *Regional Science and Urban Economics*, 92, 103737.
- Gardner, J., Thakral, N, Tô, L.T & yap, L (2021). Two-stage difference in differences.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of econometrics*, 225 (2), 254–277.
- Hahn, A. M., Kholodilin, K. A., Waltl, S. R., & Fongoni, M. (2023). Forward to the past: Short-term effects of the rent freeze in Berlin. *Management Science*.
- Holland, P. W. (1986). Statistics and causal inference. *Journal of the American statistical Association*, 81(396), 945-960
- Kholodilin, K. A. (2024). Rent control effects through the lens of empirical research: An almost complete review of the literature. *Journal of Housing Economics*, 101983.
- Kholodilin, K. A., López, F. A., Rey Blanco, D., & Gonzalez Arbués, P. (2022). Lessons from an aborted second-generation rent control in Catalonia.
- Kranz, S. (2021), Synthetic Difference-in-Differences with Time-Varying Covariates, mimeo
- Monràs, J., & Montalvo, J. G. (2022). *The effect of second generation rent controls: New evidence from Catalonia*. Universitat Pompeu Fabra, Department of Economics and Business.
- Morin, Y., Regnaud, M., Breuillé, M. L., & Le Gallo, J. (2025). PARIS2019: The impact of rent control on the Parisian rental market. *Journal of Housing Economics*, 102101.
- O'Toole, C., Martinez-Cillero, M., & Ahrens, A. (2021). Price regulation, inflation, and nominal rigidity in housing rents. *Journal of Housing Economics*, 52, 101769.
- Pastor, M., Carter, V., & Abood, M. (2018). Rent Matters: What are the Impacts of Rent Stabilization Measures?. *Los Angeles: USC Dornsife Program for Environmental and Regional Equity*.
- Jofre-Monseny, J., Martínez-Mazza, R., & Segú, M. (2023). Effectiveness and supply effects of high-coverage rent control policies. *Regional Science and Urban Economics*, 101, 103916.
- Sims, D. P. (2007). Out of control: What can we learn from the end of Massachusetts rent control? *Journal of Urban Economics*, 61(1), 129-151.
- Thomschke, L. (2019). Regional impact of the German rent brake. *German Economic Review*, 20(4), e892-e912.
- Toussaint, G., & Simon, A. (2025). Does Rent Control Increase Rental Returns? The Case of the Metropolitan Housing Market of Lille, France. The Case of the Metropolitan Housing Market of Lille, France, mimeo

Annexes

A.3.1 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES PARIS VS CONTREFACTUEL

| | | Groupe de contrôle (N=462701) | | Paris (N=404440) | |
|----------------------------|------------|-------------------------------|-----------|------------------|-----------|
| | | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. |
| Surface moyenne des pièces | | 22.6 | 7.2 | 22.4 | 7.1 |
| Surface | | 46.7 | 24.6 | 47.7 | 32.3 |
| Loyer au m2 | | 16.8 | 7.0 | 33.7 | 10.0 |
| | | N | Pct. | N | Pct. |
| Nombre de pièces | 1 | 148155 | 32.0 | 138026 | 34.1 |
| | 2 | 163538 | 35.3 | 151317 | 37.4 |
| | 3 | 108476 | 23.4 | 69011 | 17.1 |
| | 4 | 33448 | 7.2 | 27064 | 6.7 |
| | 5p | 9084 | 2.0 | 19022 | 4.7 |
| Meublé | meuble | 159545 | 34.5 | 191853 | 47.4 |
| | meuble_na | 29590 | 6.4 | 23915 | 5.9 |
| | non_meuble | 273566 | 59.1 | 188672 | 46.7 |
| Étage | 0 | 66431 | 14.4 | 37628 | 9.3 |
| | 1 | 100617 | 21.7 | 62962 | 15.6 |
| | 2 | 89409 | 19.3 | 61489 | 15.2 |
| | 3 | 69337 | 15.0 | 58500 | 14.5 |
| | 4 | 45820 | 9.9 | 52184 | 12.9 |
| | 5 | 25263 | 5.5 | 45481 | 11.2 |
| | 6_8 | 22760 | 4.9 | 60701 | 15.0 |

| | | Groupe de contrôle (N=462701) | | Paris (N=404440) | |
|--------------------------|---------|-------------------------------|-----------|------------------|-----------|
| | | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. |
| | 9_12 | 4178 | 0.9 | 5287 | 1.3 |
| | 13p | 1253 | 0.3 | 1137 | 0.3 |
| | Missing | 37633 | 8.1 | 19071 | 4.7 |
| Nombre de salles de bain | 0 | 109136 | 23.6 | 73539 | 18.2 |
| | 1 | 197665 | 42.7 | 170626 | 42.2 |
| | 2 | 5572 | 1.2 | 7432 | 1.8 |
| | 3p | 841 | 0.2 | 935 | 0.2 |
| | Missing | 149487 | 32.3 | 151908 | 37.6 |
| | | | | | |
| Nombre de toilettes | 0 | 49647 | 10.7 | 33202 | 8.2 |
| | 1 | 254460 | 55.0 | 276301 | 68.3 |
| | 2 | 7088 | 1.5 | 20331 | 5.0 |
| | 3p | 477 | 0.1 | 3162 | 0.8 |
| | Missing | 151029 | 32.6 | 71444 | 17.7 |
| | | | | | |
| Nombre de balcons | 0 | 148381 | 32.1 | 109787 | 27.1 |
| | 1 | 125133 | 27.0 | 55521 | 13.7 |
| | 2 | 7711 | 1.7 | 4624 | 1.1 |
| | 3p | 728 | 0.2 | 1018 | 0.3 |
| | Missing | 180748 | 39.1 | 233490 | 57.7 |
| | | | | | |
| Nombre de terrasses | 0 | 89787 | 19.4 | 57483 | 14.2 |
| | 1 | 94878 | 20.5 | 16828 | 4.2 |
| | 2 | 2626 | 0.6 | 749 | 0.2 |
| | 3p | 241 | 0.1 | 133 | 0.0 |
| | Missing | 275169 | 59.5 | 329247 | 81.4 |
| | | | | | |

| | | Groupe de contrôle (N=462701) | | Paris (N=404440) | |
|-------------------------|------------|-------------------------------|-----------|------------------|-----------|
| | | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. |
| Cave | False | 150377 | 32.5 | 146154 | 36.1 |
| | Missing | 233456 | 50.5 | 171177 | 42.3 |
| | True | 78868 | 17.0 | 87109 | 21.5 |
| Jardin | False | 531 | 0.1 | 2345 | 0.6 |
| | Missing | 461680 | 99.8 | 401711 | 99.3 |
| | True | 490 | 0.1 | 384 | 0.1 |
| Piscine | False | 446618 | 96.5 | 399138 | 98.7 |
| | Missing | 4394 | 0.9 | 4263 | 1.1 |
| | True | 11689 | 2.5 | 1039 | 0.3 |
| Duplex | False | 451332 | 97.5 | 396684 | 98.1 |
| | True | 11369 | 2.5 | 7756 | 1.9 |
| Période de construction | avant_1945 | 28527 | 6.2 | 201000 | 49.7 |
| | 1946-1970 | 32524 | 7.0 | 36858 | 9.1 |
| | 1971-1990 | 20705 | 4.5 | 23352 | 5.8 |
| | apres_1990 | 67396 | 14.6 | 16796 | 4.2 |
| | Missing | 313549 | 67.8 | 126434 | 31.3 |

A.3.2 : TABLEAU DE REGRESSION AVEC VARIABLES DE CONTROLE

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|------------------|------------------------|--------------------------|
| Traitement (%) | -5.065 | -5.041 |
| nb_pieces2 | 0.066** (0.019) | |
| nb_pieces3 | 0.139** (0.030) | |
| nb_pieces4 | 0.206*** (0.031) | |
| nb_pieces5p | 0.288*** (0.034) | |
| log_surface | -0.458*** (0.089) | -0.472*** (0.090) |
| meublemeuble_na | -0.131*** (0.006) | |
| meublenon_meuble | -0.136*** (0.013) | |
| etage1 | 0.012** (0.003) | 0.010* (0.003) |
| etage2 | 0.023*** (0.003) | 0.019*** (0.003) |
| etage3 | 0.024*** (0.004) | 0.021*** (0.004) |
| etage4 | 0.028*** (0.005) | 0.023*** (0.005) |
| etage5 | 0.027*** (0.004) | 0.021*** (0.004) |
| etage6_8 | 0.003 (0.008) | 0.011* (0.004) |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| etage9_12 | -0.004 (0.025) | -0.005 (0.023) |
| etage13p | -0.001 (0.009) | 0.003 (0.007) |
| etageMissing | 0.025 (0.016) | 0.018 (0.017) |
| nb_salles_de_bain1 | -0.008 (0.006) | -0.010 (0.006) |
| nb_salles_de_bain2 | -0.053** (0.011) | -0.059*** (0.010) |
| nb_salles_de_bain3p | 0.084+ (0.040) | 0.061 (0.036) |
| nb_salles_de_bainMissing | 0.007 (0.005) | 0.008+ (0.004) |
| nb_toilettes1 | -0.013+ (0.006) | -0.012+ (0.007) |
| nb_toilettes2 | 0.177** (0.045) | 0.127** (0.030) |
| nb_toilettes3p | 0.331** (0.097) | 0.255** (0.059) |
| nb_toilettesMissing | -0.037*** (0.005) | -0.041*** (0.005) |
| nb_balcons1 | -0.012 (0.009) | -0.005 (0.011) |
| nb_balcons2 | -0.000 (0.010) | 0.014 (0.012) |
| nb_balcons3p | 0.051*** (0.007) | 0.052*** (0.005) |
| nb_balconsMissing | -0.003 (0.007) | -0.001 (0.007) |
| nb_terrasses1 | 0.051** (0.015) | 0.061** (0.015) |
| nb_terrasses2 | 0.095** (0.022) | 0.128*** (0.024) |
| nb_terrasses3p | 0.113* (0.039) | 0.152** (0.041) |
| nb_terrassesMissing | -0.010** (0.003) | -0.010** (0.002) |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--|------------------------|--------------------------|
| si_caveMissing | 0.002 (0.003) | -0.001 (0.003) |
| si_caveTrue | 0.018** (0.005) | 0.012** (0.003) |
| si_jardinMissing | -0.002 (0.013) | -0.010 (0.011) |
| si_jardinTrue | 0.013 (0.012) | 0.019 (0.013) |
| si_piscineMissing | -0.009+ (0.004) | -0.007 (0.005) |
| si_piscineTrue | 0.028 (0.021) | 0.031 (0.021) |
| si_duplexTrue | 0.039*** (0.007) | 0.041*** (0.007) |
| construct_cat1946-1970 | -0.024** (0.005) | |
| construct_cat1971-1990 | -0.021*** (0.002) | |
| construct_catapres_1990 | -0.029* (0.010) | |
| construct_catMissing | -0.007 (0.004) | |
| treatment | -0.052*** (0.009) | -0.052*** (0.009) |
| nb_pieces = 1 × Group = Control group | | -0.064 (0.094) |
| nb_pieces = 1 × Group = Paris | | -0.284* (0.097) |
| nb_pieces = 2 × Group = Control group | | -0.043 (0.040) |
| nb_pieces = 2 × Group = Paris | | -0.146** (0.039) |
| nb_pieces = 4 × Group = Control group | | 0.054 (0.035) |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--|------------------------|--------------------------|
| nb_pieces = 4 × Group = Paris | | 0.145** (0.036) |
| nb_pieces = 5p × Group = Control group | | 0.048 (0.090) |
| nb_pieces = 5p × Group = Paris | | 0.280* (0.086) |
| construct_cat = avant_1945 × Group = Control group | | 0.052* (0.016) |
| construct_cat = avant_1945 × Group = Paris | | 0.004 (0.016) |
| construct_cat = 1971- 1990 × Group = Control group | | 0.016+ (0.008) |
| construct_cat = 1971- 1990 × Group = Paris | | 0.011+ (0.005) |
| construct_cat = apres_1990 × Group = Control group | | 0.034** (0.009) |
| construct_cat = apres_1990 × Group = Paris | | 0.034*** (0.004) |
| construct_cat = Missing × Group = Control group | | 0.037** (0.009) |
| construct_cat = Missing × Group = Paris | | 0.013 (0.010) |
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2018 | | -0.005* (0.002) |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--|------------------------|--------------------------|
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2019 | | -0.008 (0.005) |
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2020 | | -0.007 (0.006) |
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2021 | | -0.012 (0.007) |
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2022 | | -0.007 (0.010) |
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2023 | | 0.022+ (0.011) |
| nb_pieces = 1 × fact_yearjul = 2024 | | 0.040*** (0.004) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2018 | | -0.000 (0.002) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2019 | | -0.001 (0.001) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2020 | | -0.000 (0.001) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2021 | | -0.004+ (0.002) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2022 | | -0.000 (0.002) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2023 | | 0.004 (0.010) |
| nb_pieces = 2 × fact_yearjul = 2024 | | 0.017*** (0.003) |
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2018 | | -0.004 (0.004) |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--|------------------------|--------------------------|
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2019 | | -0.008+ (0.004) |
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2020 | | -0.021** (0.006) |
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2021 | | -0.024* (0.009) |
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2022 | | -0.039* (0.017) |
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2023 | | -0.040 (0.029) |
| nb_pieces = 4 × fact_yearjul = 2024 | | -0.016 (0.034) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2018 | | -0.014 (0.011) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2019 | | 0.003 (0.005) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2020 | | -0.058+ (0.031) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2021 | | -0.060 (0.038) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2022 | | -0.080 (0.056) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2023 | | -0.071 (0.070) |
| nb_pieces = 5p × fact_yearjul = 2024 | | -0.053 (0.097) |
| construct_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2018 | | 0.004 |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|---|------------------------|--------------------------|
| | | (0.003) |
| contract_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2019 | | 0.013 |
| | | (0.008) |
| contract_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2020 | | 0.005 |
| | | (0.006) |
| contract_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2021 | | -0.002 |
| | | (0.005) |
| contract_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2022 | | -0.006 |
| | | (0.004) |
| contract_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2023 | | -0.026*** |
| | | (0.004) |
| contract_cat = avant_1945 × fact_yearjul = 2024 | | -0.008 |
| | | (0.005) |
| contract_cat = 1971- 1990 × fact_yearjul = 2018 | | -0.001 |
| | | (0.003) |
| contract_cat = 1971- 1990 × fact_yearjul = 2019 | | -0.004 |
| | | (0.005) |
| contract_cat = 1971- 1990 × fact_yearjul = 2020 | | 0.000 |
| | | (0.004) |
| contract_cat = 1971- 1990 × fact_yearjul = 2021 | | -0.009 |
| | | (0.006) |

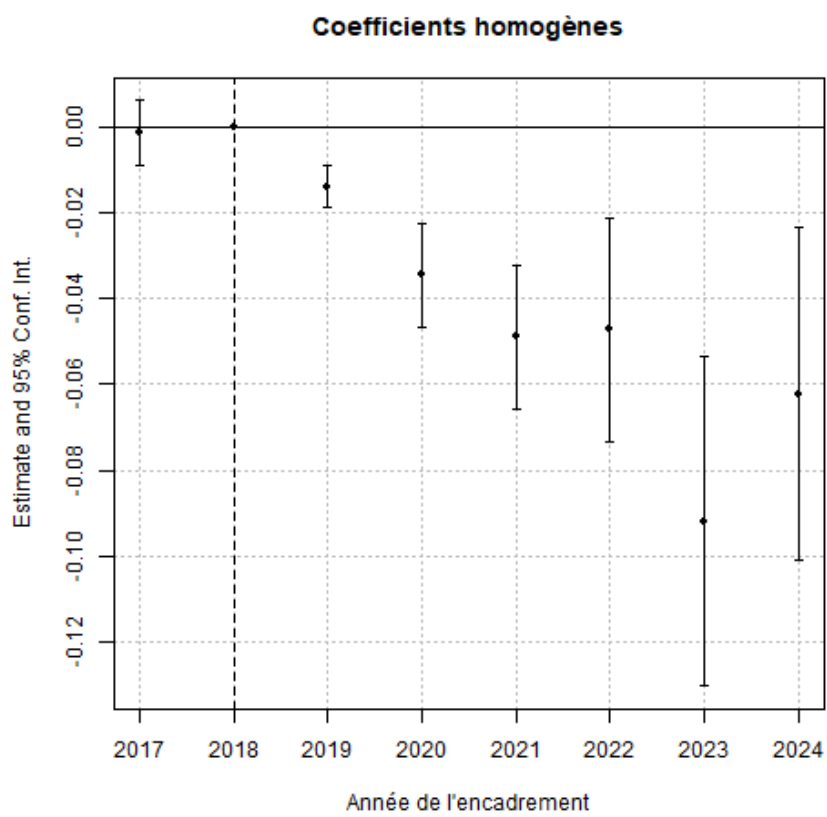
| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|---|------------------------|--------------------------|
| contract_cat = 1971-1990 × fact_yearjul = 2022 | | -0.016* |
| | | (0.006) |
| contract_cat = 1971-1990 × fact_yearjul = 2023 | | -0.036*** |
| | | (0.007) |
| contract_cat = 1971-1990 × fact_yearjul = 2024 | | -0.030*** |
| | | (0.004) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2018 | | -0.014** |
| | | (0.003) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2019 | | -0.023** |
| | | (0.006) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2020 | | -0.022** |
| | | (0.005) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2021 | | -0.031** |
| | | (0.007) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2022 | | -0.033** |
| | | (0.009) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2023 | | -0.094** |
| | | (0.027) |
| contract_cat = apres_1990 × fact_yearjul = 2024 | | -0.053** |
| | | (0.012) |
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2018 | | -0.004 |
| | | (0.003) |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|---|------------------------|--------------------------|
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2019 | | -0.020* (0.006) |
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2020 | | -0.019** (0.005) |
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2021 | | -0.022** (0.005) |
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2022 | | -0.031** (0.007) |
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2023 | | -0.009 (0.010) |
| contract_cat = Missing × fact_yearjul = 2024 | | -0.010 (0.011) |
| meuble = meuble × Group = Control group | | 0.124*** (0.015) |
| meuble = meuble × Group = Paris | | 0.100*** (0.010) |
| meuble = non_meuble × Group = Control group | | -0.013 (0.011) |
| meuble = non_meuble × Group = Paris | | -0.053** (0.011) |
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2018 | | 0.032 (0.018) |
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2019 | | 0.063* (0.023) |
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2020 | | 0.034 (0.023) |
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2021 | | 0.027 (0.020) |

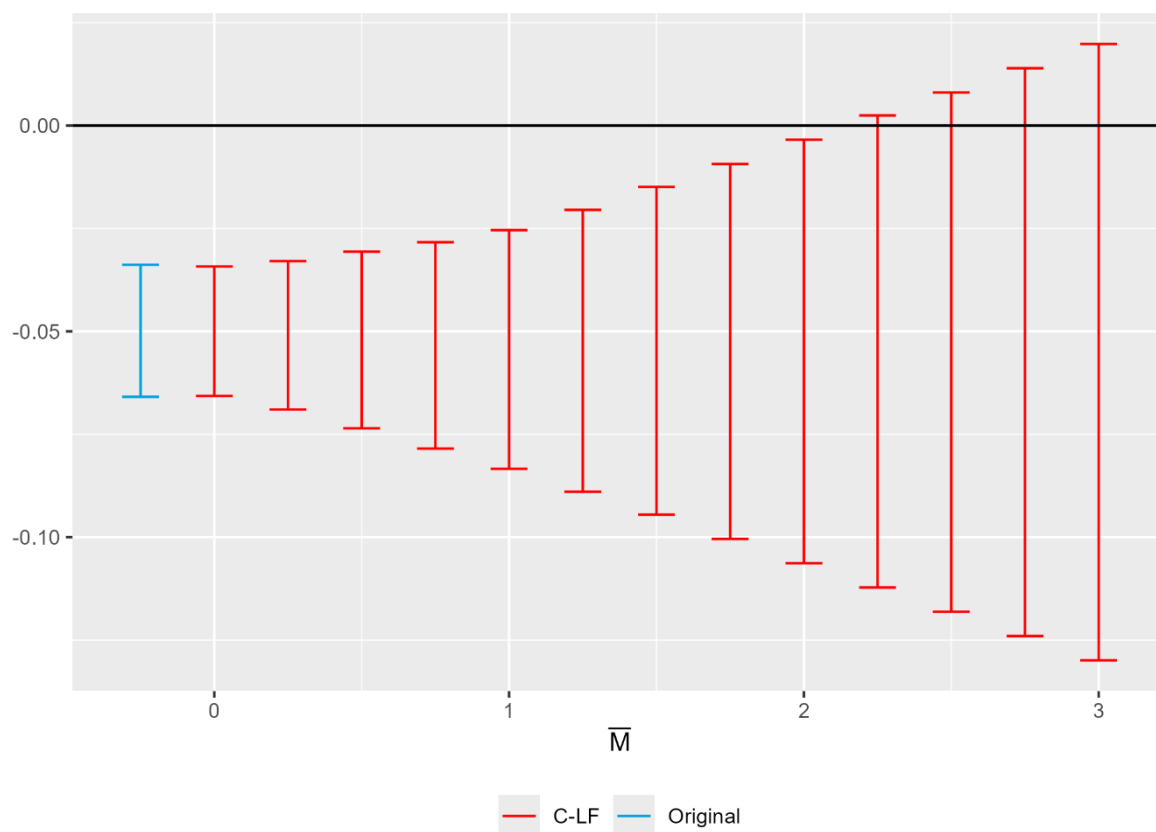
| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|--|------------------------|--------------------------|
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2022 | | 0.020 (0.028) |
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2023 | | -0.007 (0.011) |
| meuble = meuble × fact_yearjul = 2024 | | -0.042** (0.009) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2018 | | 0.040+ (0.020) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2019 | | 0.050+ (0.023) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2020 | | 0.035 (0.020) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2021 | | 0.033 (0.018) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2022 | | 0.036+ (0.016) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2023 | | 0.019* (0.008) |
| meuble = non_meuble × fact_yearjul = 2024 | | -0.030** (0.007) |
| Num.Obs. | 867107 | 867107 |
| R2 | 0.835 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.835 | 0.847 |
| R2 Within | 0.518 | 0.555 |
| R2 Within Adj. | 0.518 | 0.555 |
| AIC | -310750.3 | -380887.2 |
| BIC | -286797.5 | -356000.5 |
| RMSE | 0.20 | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title | by: city_title |
| FE: quarterdate | X | X |
| FE: area_fe | X | X |

- $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

A.3.3 : EVENT STUDY : COEFFICIENTS HOMOGÈNES



A.3.4 : ROBUSTESSE A LA VIOLATION DE LA PTA : COEFFICIENTS HOMOGENES



A.3.5 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR PERIODE

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|---------------------|------------------------|--------------------------|
| Traitement 2017 (%) | -0.152 | -0.232 |
| Traitement 2019 (%) | -1.394 | -2.355 |
| Traitement 2020 (%) | -3.402 | -3.459 |
| Traitement 2021 (%) | -4.775 | -5.177 |
| Traitement 2022 (%) | -4.624 | -5.845 |
| Traitement 2023 (%) | -8.787 | -8.157 |
| Traitement 2024 (%) | -6.042 | -4.946 |
| year_jul = 2017 × D | -0.002 (0.003) | -0.002 (0.003) |
| year_jul = 2019 × D | -0.014*** (0.002) | -0.024*** (0.003) |
| year_jul = 2020 × D | -0.035*** (0.005) | -0.035*** (0.005) |
| year_jul = 2021 × D | -0.049*** (0.007) | -0.053*** (0.009) |
| year_jul = 2022 × D | -0.047** (0.011) | -0.060** (0.013) |
| year_jul = 2023 × D | -0.092*** (0.017) | -0.085*** (0.015) |
| year_jul = 2024 × D | -0.062** (0.017) | -0.051* (0.016) |
| Num.Obs. | 867107 | 867107 |
| R2 | 0.835 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.835 | 0.848 |
| R2 Within | 0.519 | 0.556 |
| R2 Within Adj. | 0.519 | 0.556 |
| AIC | -313114.5 | -382076.4 |
| BIC | -289091.6 | -357119.7 |
| RMSE | 0.20 | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title | by: city_title |

| | Coefficients homogènes | Coefficients hétérogènes |
|-----------------|------------------------|--------------------------|
| FE: quarterdate | X | X |
| FE: area_fe | X | X |

- $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

A.3.6 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR NOMBRE DE PIECES

| | Coefficients hétérogènes |
|---------------------------------|--------------------------|
| Traitement 1 pièce (%) | -7.055 |
| Traitement 2 pièces (%) | -5.482 |
| Traitement 3 pièces (%) | -5.169 |
| Traitement 4 pièces (%) | -0.456 |
| Traitement 5 pièces et plus (%) | 12.892 |
| nb_pieces = 1 × treatment | -0.073*** (0.010) |
| nb_pieces = 2 × treatment | -0.056*** (0.008) |
| nb_pieces = 3 × treatment | -0.053*** (0.007) |
| nb_pieces = 4 × treatment | -0.005 (0.013) |
| nb_pieces = 5p × treatment | 0.121* (0.042) |
| Num.Obs. | 867107 |
| R2 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.848 |
| R2 Within | 0.556 |
| R2 Within Adj. | 0.556 |
| AIC | -381860.1 |
| BIC | -356926.8 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |
| FE: quarterdate | X |
| FE: area_fe | X |

- $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

A.3.7 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR SURFACE

| | Coefficients hétérogènes |
|------------------------------------|--------------------------|
| Traitement 8 à 18m2 (%) | -12.396 |
| Traitement 18 à 24m2 (%) | -7.188 |
| Traitement 24 à 40m2 (%) | -6.298 |
| Traitement 40 à 60m2 (%) | -5.147 |
| Traitement 60 à 80m2 (%) | -3.854 |
| Traitement 80 à 100m2 (%) | -0.696 |
| Traitement 100m2 et plus (%) | 0.048 |
| surface_cats2 = 8_18 × treatment | -0.132*** (0.017) |
| surface_cats2 = 18_24 × treatment | -0.075*** (0.009) |
| surface_cats2 = 24_40 × treatment | -0.065*** (0.007) |
| surface_cats2 = 40_60 × treatment | -0.053*** (0.006) |
| surface_cats2 = 60_80 × treatment | -0.039** (0.010) |
| surface_cats2 = 80_100 × treatment | -0.007 (0.016) |
| surface_cats2 = 100p × treatment | 0.000 (0.024) |
| Num.Obs. | 867107 |
| R2 | 0.846 |
| R2 Adj. | 0.846 |
| R2 Within | 0.551 |
| R2 Within Adj. | 0.551 |
| AIC | -371983.8 |
| BIC | -346817.0 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |

| | Coefficients hétérogènes |
|-----------------|--|
| FE: quarterdate | X |
| FE: area_fe | X |
| | • $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ |

A.3.8 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR STATUT MEUBLE

| | Coefficients hétérogènes |
|---------------------------------|--|
| Traitement Meublé (%) | -4.269 |
| Traitement Non meublé (%) | -5.347 |
| meuble = meuble × treatment | -0.044* (0.014) |
| meuble = meuble_na × treatment | -0.054*** (0.005) |
| meuble = non_meuble × treatment | -0.055*** (0.008) |
| Num.Obs. | 867107 |
| R2 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.847 |
| R2 Within | 0.555 |
| R2 Within Adj. | 0.555 |
| AIC | -380902.3 |
| BIC | -355992.3 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |
| FE: quarterdate | X |
| FE: area_fe | X |
| | • $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ |

A.3.9 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR PERIODE DE CONSTRUCTION

| | Coefficients hétérogènes |
|--|--------------------------|
| Traitement Avant 1945 (%) | -5.879 |
| Traitement Entre 1946 et 1970 (%) | -5.437 |
| Traitement Entre 1971 et 1990 (%) | -4.840 |
| Traitement Après 1990 (%) | -6.820 |
| construct_cat = avant_1945 × treatment | -0.061*** |
| | (0.011) |
| construct_cat = 1946-1970 × treatment | -0.056*** |
| | (0.004) |
| construct_cat = 1971-1990 × treatment | -0.050*** |
| | (0.009) |
| construct_cat = apres_1990 × treatment | -0.071*** |
| | (0.009) |
| construct_cat = Missing × treatment | -0.046** |
| | (0.011) |
| Num.Obs. | 867107 |
| R2 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.847 |
| R2 Within | 0.555 |
| R2 Within Adj. | 0.555 |
| AIC | -380920.0 |
| BIC | -355986.6 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |
| FE: quarterdate | X |
| FE: area_fe | X |

- p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

A.3.10 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR ARRONDISSEMENT

| | Coefficients hétérogènes |
|----------------------------------|--------------------------|
| Traitement Arrondissement 1 (%) | -8.160 |
| Traitement Arrondissement 2 (%) | -5.231 |
| Traitement Arrondissement 3 (%) | -4.927 |
| Traitement Arrondissement 4 (%) | -7.698 |
| Traitement Arrondissement 5 (%) | -5.812 |
| Traitement Arrondissement 6 (%) | -5.630 |
| Traitement Arrondissement 7 (%) | -4.573 |
| Traitement Arrondissement 8 (%) | -6.365 |
| Traitement Arrondissement 9 (%) | -5.500 |
| Traitement Arrondissement 10 (%) | -6.559 |
| Traitement Arrondissement 11 (%) | -5.834 |
| Traitement Arrondissement 12 (%) | -4.916 |
| Traitement Arrondissement 13 (%) | -5.258 |
| Traitement Arrondissement 14 (%) | -4.428 |
| Traitement Arrondissement 15 (%) | -3.554 |
| Traitement Arrondissement 16 (%) | -4.396 |
| Traitement Arrondissement 17 (%) | -4.394 |
| Traitement Arrondissement 18 (%) | -5.661 |
| Traitement Arrondissement 19 (%) | -5.417 |
| Traitement Arrondissement 20 (%) | -5.592 |
| arrond_agent = 01 × treatment | -0.085*** (0.010) |
| arrond_agent = 02 × treatment | -0.054*** (0.008) |
| arrond_agent = 03 × treatment | -0.051*** (0.009) |
| arrond_agent = 04 × treatment | -0.080*** (0.009) |
| arrond_agent = 05 × treatment | -0.060*** (0.009) |
| arrond_agent = 06 × treatment | -0.058*** (0.010) |
| arrond_agent = 07 × treatment | -0.047** (0.011) |
| arrond_agent = 08 × treatment | -0.066*** |

| | Coefficients hétérogènes |
|-------------------------------|--------------------------|
| | (0.011) |
| arrond_agent = 09 × treatment | -0.057*** |
| | (0.010) |
| arrond_agent = 10 × treatment | -0.068*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 11 × treatment | -0.060*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 12 × treatment | -0.050*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 13 × treatment | -0.054*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 14 × treatment | -0.045*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 15 × treatment | -0.036** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 16 × treatment | -0.045** |
| | (0.010) |
| arrond_agent = 17 × treatment | -0.045** |
| | (0.010) |
| arrond_agent = 18 × treatment | -0.058*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 19 × treatment | -0.056*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = 20 × treatment | -0.058*** |
| | (0.008) |
| arrond_agent = NA × treatment | -0.109*** |
| | (0.020) |
| Num.Obs. | 867107 |
| R2 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.847 |
| R2 Within | 0.555 |
| R2 Within Adj. | 0.555 |
| AIC | -381021.3 |
| BIC | -355901.2 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |
| FE: quarterdate | X |

Coefficients hétérogènes

FE: area_fe

X

- $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

A.3.11 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR SECTEUR

| | Coefficients hétérogènes |
|----------------------------|--------------------------|
| Traitement Secteur 1 (%) | -4.432 |
| Traitement Secteur 2 (%) | -3.205 |
| Traitement Secteur 3 (%) | -1.627 |
| Traitement Secteur 4 (%) | -3.837 |
| Traitement Secteur 5 (%) | -5.508 |
| Traitement Secteur 6 (%) | -2.999 |
| Traitement Secteur 7 (%) | -2.982 |
| Traitement Secteur 8 (%) | -6.701 |
| Traitement Secteur 9 (%) | -3.594 |
| Traitement Secteur 10 (%) | -5.569 |
| Traitement Secteur 11 (%) | -5.018 |
| Traitement Secteur 12 (%) | -4.260 |
| Traitement Secteur 13 (%) | -6.491 |
| Traitement Secteur 14 (%) | -5.206 |
| sect_encad = 1 × treatment | -0.045*** |
| | (0.009) |
| sect_encad = 2 × treatment | -0.033** |
| | (0.009) |
| sect_encad = 3 × treatment | -0.016 |
| | (0.009) |
| sect_encad = 4 × treatment | -0.039** |
| | (0.008) |
| sect_encad = 5 × treatment | -0.057*** |
| | (0.008) |
| sect_encad = 6 × treatment | -0.030** |
| | (0.009) |
| sect_encad = 7 × treatment | -0.030* |
| | (0.009) |
| sect_encad = 8 × treatment | -0.069*** |

| | Coefficients hétérogènes |
|----------------------------------|--------------------------|
| | (0.007) |
| sect_encad = 9 × treatment | -0.037*** |
| | (0.007) |
| sect_encad = 10 × treatment | -0.057*** |
| | (0.007) |
| sect_encad = 11 × treatment | -0.051*** |
| | (0.007) |
| sect_encad = 12 × treatment | -0.044*** |
| | (0.008) |
| sect_encad = 13 × treatment | -0.067*** |
| | (0.007) |
| sect_encad = 14 × treatment | -0.053*** |
| | (0.007) |
| sect_encad = Missing × treatment | -0.059*** |
| | (0.009) |
| Num.Obs. | 867107 |
| R2 | 0.848 |
| R2 Adj. | 0.847 |
| R2 Within | 0.556 |
| R2 Within Adj. | 0.555 |
| AIC | -381433.5 |
| BIC | -356383.4 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |
| FE: quarterdate | X |
| FE: area_fe | X |

- p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

A.3.12 : TABLEAU DE REGRESSION : HETEROGENEITE PAR NIVEAU DE CONTRAINTE

| | Coefficients hétérogènes |
|--|--------------------------|
| Traitement quantile [-0.574,-0.0717] (%) | 10.766 |
| Traitement quantile (-0.0717,-0.0524] (%) | 4.662 |
| Traitement quantile (-0.0524,-0.0398] (%) | 3.578 |
| Traitement quantile (-0.0398,-0.0302] (%) | 1.989 |
| Traitement quantile (-0.0302,-0.022] (%) | 0.470 |
| Traitement quantile (-0.022,-0.015] (%) | -0.004 |
| Traitement quantile (-0.015,-0.0085] (%) | -1.046 |
| Traitement quantile (-0.0085,-0.00223] (%) | -2.079 |
| Traitement quantile (-0.00223,0.00371] (%) | -3.168 |
| Traitement quantile (0.00371,0.00944] (%) | -4.128 |
| Traitement quantile (0.00944,0.0153] (%) | -5.091 |
| Traitement quantile (0.0153,0.0212] (%) | -5.607 |
| Traitement quantile (0.0212,0.0274] (%) | -6.848 |
| Traitement quantile (0.0274,0.0339] (%) | -8.390 |
| Traitement quantile (0.0339,0.0413] (%) | -9.471 |
| Traitement quantile (0.0413,0.0494] (%) | -10.808 |
| Traitement quantile (0.0494,0.059] (%) | -12.367 |
| Traitement quantile (0.059,0.0718] (%) | -14.306 |
| Traitement quantile (0.0718,0.0912] (%) | -16.785 |
| Traitement quantile (0.0912,0.226] (%) | -22.631 |
| cons_het_20d = [-0.574,-0.0717] × treatment | 0.102* (0.035) |
| cons_het_20d = (-0.0717,-0.0524] × treatment | 0.046+ (0.024) |
| cons_het_20d = (-0.0524,-0.0398] × treatment | 0.035 (0.021) |
| cons_het_20d = (-0.0398,-0.0302] × treatment | 0.020 (0.019) |
| cons_het_20d = (-0.0302,-0.022] × treatment | 0.005 (0.016) |
| cons_het_20d = (-0.022,-0.015] × treatment | -0.000 (0.014) |
| cons_het_20d = (-0.015,-0.0085] × treatment | -0.011 |

| | Coefficients hétérogènes |
|---|--------------------------|
| | (0.013) |
| cons_het_20d = (-0.0085,-0.00223] × treatment | -0.021 (0.012) |
| cons_het_20d = (-0.00223,0.00371] × treatment | -0.032* (0.010) |
| cons_het_20d = (0.00371,0.00944] × treatment | -0.042** (0.009) |
| cons_het_20d = (0.00944,0.0153] × treatment | -0.052*** (0.008) |
| cons_het_20d = (0.0153,0.0212] × treatment | -0.058*** (0.008) |
| cons_het_20d = (0.0212,0.0274] × treatment | -0.071*** (0.008) |
| cons_het_20d = (0.0274,0.0339] × treatment | -0.088*** (0.008) |
| cons_het_20d = (0.0339,0.0413] × treatment | -0.099*** (0.008) |
| cons_het_20d = (0.0413,0.0494] × treatment | -0.114*** (0.010) |
| cons_het_20d = (0.0494,0.059] × treatment | -0.132*** (0.012) |
| cons_het_20d = (0.059,0.0718] × treatment | -0.154*** (0.015) |
| cons_het_20d = (0.0718,0.0912] × treatment | -0.184*** (0.020) |
| cons_het_20d = (0.0912,0.226] × treatment | -0.257*** (0.032) |
| Num.Obs. | 717351 |
| R2 | 0.851 |
| R2 Adj. | 0.850 |
| R2 Within | 0.599 |
| R2 Within Adj. | 0.599 |
| AIC | -362755.3 |
| BIC | -338387.7 |
| RMSE | 0.19 |
| Std.Errors | by: city_title |
| FE: quarterdate | X |

FE: area_fe

X

- $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

A.3.13 : METHODE : DIFFERENCE-DE-DIFFERENCES SYNTHETIQUE

L'objectif de cette annexe est de tester la robustesse de nos estimations à l'hypothèse de tendances parallèles. Pour ce faire, nous utilisons l'estimateur de différence-de-différences synthétique de Arkhangelsky et al. (2021), développé pour des données de panel et que nous adaptons pour les données en coupes transversales répétées.

La méthode de différence-de-différences synthétique combine les caractéristiques de la méthode de la différence-de-différences et de celle du contrôle synthétique. D'une part, comme dans le cas du contrôle synthétique, nous estimons des poids afin de faire correspondre la tendance de la variable expliquée entre le groupe traité et le groupe de contrôle en période de pré-traitement. D'autre part, comme dans les méthodes de différence-de-différences, nous pouvons contrôler des effets fixes individuels et ajouter des variables de contrôle dans le modèle. La méthode de différence-de-différences synthétique se met en œuvre en deux temps. Dans un premier temps, nous calculons les poids pour chaque observation dans l'échantillon, puis dans un 2^{ème} temps nous estimons une régression en différence-de-différences pondérée par les poids calculés dans l'étape précédente.

Dans cette note méthodologique, nous commençons par présenter le calcul des poids pour des données de panel (Arkhangelsky et al., 2021), puis nous décrivons ensuite la méthode pour inclure des variables de contrôle dans le modèle (Kranz, 2022), et enfin nous présentons la méthode que nous proposons pour utiliser ce modèle sur des données en coupes transversales répétées. La méthode est appliquée aux données SeLoger.

Calcul des poids

Nous considérons un panel comportant N unités observées pendant T périodes. $Y_{i,t}$ est la variable expliquée pour l'unité i en t . $W_{i,t}$ est une variable binaire qui représente l'exposition au traitement. L'échantillon est divisé en N_{co} unités de contrôle qui ne sont pas exposées au traitement et $N_{tr} = N - N_{co}$ unités qui sont exposées au traitement à partir de la période $t \geq T_{post}$.

Le premier type de poids que nous estimons a pour objectif de faire correspondre la tendance de la variable expliquée entre le groupe traité et le groupe de contrôle. Nous calculons ces poids de la façon suivante :

$$(\hat{\omega}_0, \hat{\omega}^{sdid}) = \arg \min_{\omega_0 \in \mathbb{R}, \omega \in \Omega} \ell_{unit}(\omega_0, \omega) \quad \text{where}$$

$$\ell_{unit}(\omega_0, \omega) = \sum_{t=1}^{T_{pre}} \left(\omega_0 + \sum_{i=1}^{N_{co}} \omega_i Y_{it} - \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i=N_{co}+1}^N Y_{it} \right)^2 + \zeta^2 T_{pre} \|\omega\|_2^2,$$

$$\Omega = \left\{ \omega \in \mathbb{R}_+^N : \sum_{i=1}^{N_{co}} \omega_i = 1, \omega_i = N_{tr}^{-1} \text{ for all } i = N_{co} + 1, \dots, N \right\},$$

où le paramètre de régularisation, qui a pour objectif d'augmenter la dispersion des poids et d'assurer leur unicité, prend la forme :

$$\zeta = (N_{tr}T_{post})^{1/4} \hat{\sigma} \quad \text{with} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N_{co}(T_{pre} - 1)} \sum_{i=1}^{N_{co}} \sum_{t=1}^{T_{pre}-1} (\Delta_{it} - \bar{\Delta})^2,$$

$$\text{where } \Delta_{it} = Y_{i(t+1)} - Y_{it}, \quad \text{and} \quad \bar{\Delta} = \frac{1}{N_{co}(T_{pre} - 1)} \sum_{i=1}^{N_{co}} \sum_{t=1}^{T_{pre}-1} \Delta_{it}.$$

Le second type de poids que nous calculons a pour objectif de pondérer davantage les périodes qui sont les plus similaires dans le groupe de contrôle en période de pré-traitement par rapport à la période de post-traitement. Ils sont calculés tel que :

$$(\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}^{sdid}) = \arg \min_{\lambda_0 \in \mathbb{R}, \lambda \in \Lambda} \ell_{time}(\lambda_0, \lambda) \quad \text{where}$$

$$\ell_{time}(\lambda_0, \lambda) = \sum_{i=1}^{N_{co}} \left(\lambda_0 + \sum_{t=1}^{T_{pre}} \lambda_t Y_{it} - \frac{1}{T_{post}} \sum_{t=T_{pre}+1}^T Y_{it} \right)^2 \zeta^2 N_{co} \|\lambda\|^2,$$

$$\Lambda = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^T : \sum_{t=1}^{T_{pre}} \lambda_t = 1, \lambda_t = T_{post}^{-1} \text{ for all } t = T_{pre} + 1, \dots, T \right\}.$$

Le paramètre de régularisation est :

$$\zeta = 10^{-6} \hat{\sigma} \quad \text{with} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N_{co}(T_{pre} - 1)} \sum_{i=1}^{N_{co}} \sum_{t=1}^{T_{pre}-1} (\Delta_{it} - \bar{\Delta})^2,$$

$$\text{where } \Delta_{it} = Y_{i(t+1)} - Y_{it}, \quad \text{and} \quad \bar{\Delta} = \frac{1}{N_{co}(T_{pre} - 1)} \sum_{i=1}^{N_{co}} \sum_{t=1}^{T_{pre}-1} \Delta_{it}.$$

Une fois ces poids calculés, nous estimons une régression en différence-de-différences pondérée avec ces poids tel que :

$$(\hat{\tau}^{sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{\omega}_i^{sdid} \hat{\lambda}_t^{sdid} \right\}$$

où μ est une constante, α_i un effet fixe individuel, β_t un effet fixe individuel et τ est l'effet causal de l'exposition au traitement.

Ajout de variables de contrôle

Afin d'ajouter des variables de contrôle dans l'analyse, nous utilisons la méthode de Krantz (2022). Pour cela, nous purgeons la variable expliquée Y_{it} de l'effet des variables de contrôle.

Nous commençons par estimer la régression suivante sur les observations non traitées, qui incluent les observations du groupe de contrôle et celles du groupe traité en période de pré-traitement :

$$Y_{it} = X_{it}\theta + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it}$$

Ensuite, nous calculons la variable dépendante ajustée pour l'effet des variables de contrôle tel que :

$$Y_{it}^{adj} = Y_{it} - X_{it}\hat{\theta}$$

Une fois que Y_{it}^{adj} est calculé, nous appliquons la procédure décrite précédemment pour calculer les poids de la différence-de-différences synthétique.

Adaptation pour données en coupes transversales répétées

La méthode que nous avons présentée est valable pour des données de panel, nous proposons donc une adaptation de celle-ci pour les données en coupes transversales répétées. Nous considérons un ensemble de données composé de T coupes transversales indépendantes. Chacune de ces coupes transversales t est un échantillon aléatoire de la population mère. Cette population est composée de K groupes dont les premiers K^{co} sont le groupe de contrôle et les derniers $K^{tr} = K - K^{co}$ sont les groupes traités. Comme il s'agit de données en coupe transversale, les individus de ces groupes ne sont pas observés à chaque période t . L'indice associé à un individu dépend donc de la période d'observation tel que $i(k,t)$ est un individu observé en t dans le groupe k . La variable expliquée est notée $Y_{i(k,t),t}$. Le nombre d'observations peut varier à chaque période, on note ainsi N_{kt} le nombre d'observations dans le groupe k à la période t .

Nous considérons que le traitement est assigné aux groupes K^{tr} à partir de la période $t \geq T_{post}$. On utilise la méthode de la différence-de-différences synthétique pour sur les données agrégées par groupe afin de calculer les poids à appliquer. Les données sont agrégées pour chaque groupe k et chaque période t tel que :

$$\bar{Y}_{k,t} = \frac{1}{N_{k,t}} \sum_i Y_{i(k,t),t}$$

où $\bar{Y}_{k,t}$ est la moyenne de la variable Y du groupe k à la période t .

Une fois cette agrégation effectuée, on peut calculer les poids comme présenté précédemment. Afin d'ajouter des variables de contrôle dans le modèle, on commence par purger Y de l'effet des variables de contrôle (Krantz, 2022), et ensuite nous agrégeons les données par groupe. Nous obtenons ainsi les poids ω^{did} et λ^{did} . Cependant, on ne peut les utiliser directement pour estimer le modèle puisque le nombre d'observations par groupe est différent pour chaque période. Les poids ω^{did} ne permettraient donc pas d'assurer une tendance parallèle entre le groupe traité et le groupe de contrôle.

Nous proposons par conséquent de calculer un 3^{ème} type de poids pour chaque groupe-période :

$$\nu_{k,t}^{RC} = \frac{1}{N_{k,t}}$$

Ces poids permettent d'assurer que la fréquence de chaque groupe dans l'échantillon pondéré soit égale à $1 / K$. Cela permet donc aux poids ω^{did} de garantir une tendance parallèle entre les groupes traités et les groupes de contrôle. Par construction, la somme de ces poids est égale à 1 pour chaque période t :

$$\sum_{\substack{k \\ k \in co}} \nu_{k,t}^{RC} = 1$$

Ainsi chaque période a une fréquence égale dans l'échantillon pondéré, comme cela doit être le cas pour calculer les poids temporels λ^{did} .

Une fois que ces poids sont obtenus, on peut finalement estimer l'effet du traitement avec la régression suivante :

$$\left(\hat{\tau}^{rc-sdid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta} \right) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{\omega}_i^{sdid} \hat{\lambda}_t^{sdid} \nu_{k,t}^{RC} \right\}$$

Application de la méthode aux données du groupe SeLoger

Nous appliquons cette méthode aux données du groupe SeLoger afin d'estimer l'effet de l'encadrement des loyers.

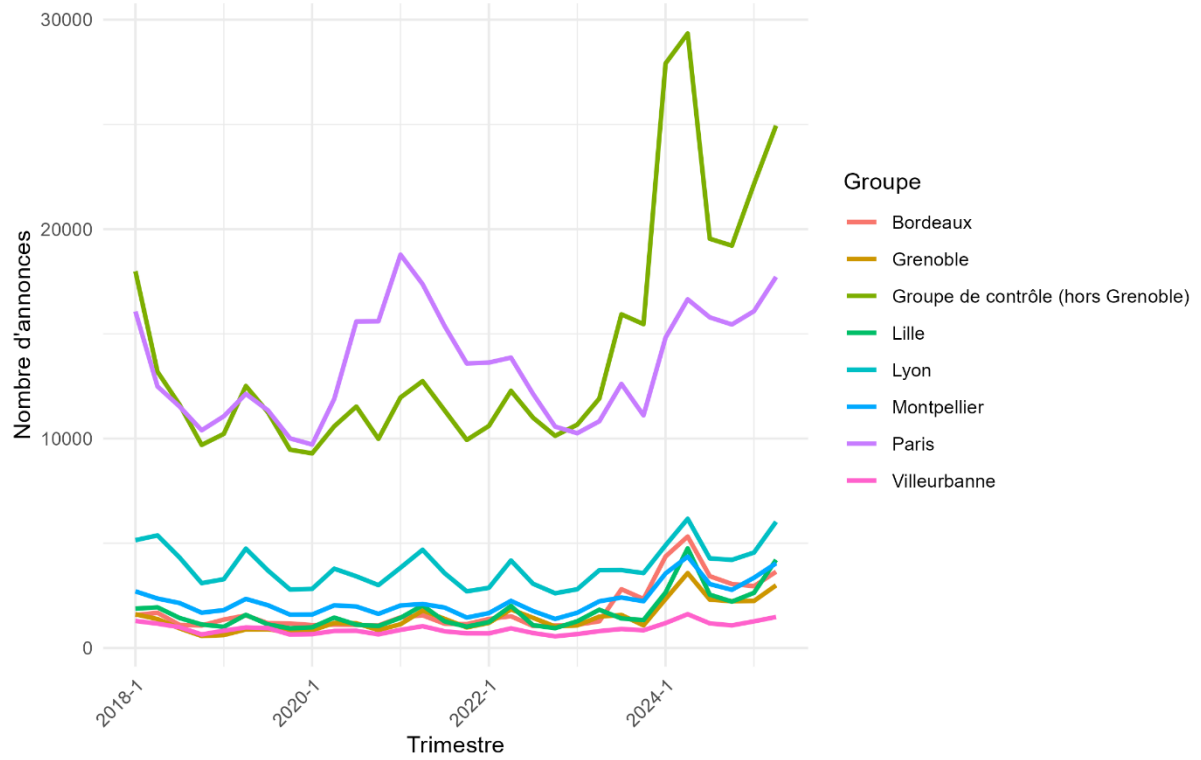
A.3.14 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES : COMPARAISON DES BIENS A PARIS EN 2023-2024 ET 2024-2025

| | 2022-2023 (N=55190) | | 2023-2024 (N=65029) | |
|----------------------------|------------------------|-----------|------------------------|-----------|
| | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. |
| Surface moyenne des pièces | 23.1 | 7.3 | 22.4 | 7.8 |
| Surface | 48.5 | 31.3 | 45.7 | 31.1 |
| Loyer au m2 | 34.8 | 11.7 | 38.3 | 12.6 |

| | | 2022-2023 (N=55190) | | 2023-2024 (N=65029) | |
|--------------------------|----------------|------------------------|-----------|------------------------|-----------|
| | | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. |
| | | N | Pct. | N | Pct. |
| Nombre de pièces | 1 | 18477 | 33.5 | 24271 | 37.3 |
| | 2 | 21478 | 38.9 | 24286 | 37.3 |
| | 3 | 9261 | 16.8 | 10088 | 15.5 |
| | 4 | 3675 | 6.7 | 3808 | 5.9 |
| | 5p | 2299 | 4.2 | 2576 | 4.0 |
| Meublé | meuble | 30931 | 56.0 | 41351 | 63.6 |
| | meuble_n a | 2345 | 4.2 | 3953 | 6.1 |
| | non_meu ble | 21914 | 39.7 | 19725 | 30.3 |
| Étage | 0 | 5735 | 10.4 | 6537 | 10.1 |
| | 1 | 8645 | 15.7 | 9990 | 15.4 |
| | 2 | 8647 | 15.7 | 9131 | 14.0 |
| | 3 | 7602 | 13.8 | 9044 | 13.9 |
| | 4 | 6529 | 11.8 | 7618 | 11.7 |
| | 5 | 5501 | 10.0 | 7972 | 12.3 |
| | 6_8 | 7792 | 14.1 | 8102 | 12.5 |
| | 9_12 | 628 | 1.1 | 808 | 1.2 |
| | 13p | 141 | 0.3 | 166 | 0.3 |
| | Missing | 3970 | 7.2 | 5661 | 8.7 |
| Nombre de salles de bain | 0 | 10126 | 18.3 | 9920 | 15.3 |
| | 1 | 20899 | 37.9 | 23519 | 36.2 |
| | 2 | 1541 | 2.8 | 1152 | 1.8 |
| | 3p | 168 | 0.3 | 238 | 0.4 |
| | Missing | 22456 | 40.7 | 30200 | 46.4 |
| Nombre de toilettes | 0 | 4057 | 7.4 | 5177 | 8.0 |
| | 1 | 27028 | 49.0 | 30389 | 46.7 |
| | 2 | 2600 | 4.7 | 2527 | 3.9 |
| | 3p | 450 | 0.8 | 469 | 0.7 |
| | Missing | 21055 | 38.2 | 26467 | 40.7 |
| Nombre de balcons | 0 | 14331 | 26.0 | 22191 | 34.1 |
| | 1 | 7990 | 14.5 | 9074 | 14.0 |
| | 2 | 643 | 1.2 | 643 | 1.0 |
| | 3p | 121 | 0.2 | 162 | 0.2 |

| | | 2022-2023 (N=55190) | | 2023-2024 (N=65029) | |
|-------------------------|------------|------------------------|-----------|------------------------|-----------|
| | | Mean | Std. Dev. | Mean | Std. Dev. |
| Nombre de terrasses | Missing | 32105 | 58.2 | 32959 | 50.7 |
| | 0 | 5352 | 9.7 | 14739 | 22.7 |
| | 1 | 2372 | 4.3 | 3335 | 5.1 |
| | 2 | 108 | 0.2 | 130 | 0.2 |
| | 3p | 13 | 0.0 | 13 | 0.0 |
| Cave | Missing | 47345 | 85.8 | 46812 | 72.0 |
| | False | 17606 | 31.9 | 24986 | 38.4 |
| | True | 10775 | 19.5 | 12218 | 18.8 |
| Jardin | False | 4 | 0.0 | 2262 | 3.5 |
| | Missing | 55170 | 100.0 | 62429 | 96.0 |
| Piscine | True | 16 | 0.0 | 338 | 0.5 |
| | False | 55054 | 99.8 | 64735 | 99.5 |
| | Missing | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| Duplex | True | 136 | 0.2 | 294 | 0.5 |
| | False | 54847 | 99.4 | 64393 | 99.0 |
| Période de construction | True | 343 | 0.6 | 636 | 1.0 |
| | avant_1945 | 24069 | 43.6 | 26313 | 40.5 |
| | 1946-1970 | 4739 | 8.6 | 5751 | 8.8 |
| | 1971-1990 | 2878 | 5.2 | 3392 | 5.2 |
| | apres_1990 | 2686 | 4.9 | 2346 | 3.6 |
| | Missing | 20818 | 37.7 | 27227 | 41.9 |

A.3.15 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES : ÉVOLUTION DU NOMBRE D'OBSERVATIONS PAR VILLE



A.3.16 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES : NOMBRE D'OBSERVATIONS PAR ANNEE ET SECTEUR DE L'ENCADREMENT

| Secteur | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | 2021 | 2022 | 2023 | 2024 |
|---------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 1,183 | 1,912 | 1,883 | 2,969 | 2,145 | 1,614 | 1,824 | 2,060 |
| 2 | 1,425 | 2,092 | 2,081 | 3,828 | 2,541 | 1,817 | 2,683 | 2,452 |
| 3 | 1,702 | 2,598 | 2,508 | 3,902 | 3,043 | 2,310 | 2,499 | 3,258 |
| 4 | 1,387 | 2,219 | 2,196 | 4,054 | 2,840 | 1,948 | 2,316 | 2,394 |
| 5 | 1,292 | 2,047 | 2,108 | 3,638 | 2,857 | 2,099 | 2,269 | 2,383 |
| 6 | 1,559 | 2,547 | 2,380 | 3,874 | 3,136 | 2,420 | 2,335 | 2,804 |
| 7 | 1,780 | 2,934 | 2,816 | 4,392 | 3,724 | 2,669 | 3,204 | 4,143 |
| 8 | 840 | 1,323 | 1,248 | 1,943 | 1,689 | 1,327 | 1,334 | 1,679 |
| 9 | 1,708 | 2,672 | 2,721 | 4,594 | 3,774 | 2,803 | 2,866 | 3,006 |
| 10 | 1,516 | 2,467 | 2,416 | 4,126 | 3,412 | 2,612 | 2,377 | 2,637 |
| 11 | 2,002 | 3,203 | 3,118 | 5,335 | 4,343 | 3,216 | 3,274 | 3,708 |
| 12 | 707 | 1,166 | 1,138 | 1,833 | 1,633 | 1,316 | 1,147 | 1,273 |
| 13 | 1,205 | 2,233 | 2,060 | 3,215 | 2,975 | 2,331 | 2,255 | 2,644 |
| 14 | 676 | 1,069 | 999 | 1,656 | 1,457 | 1,133 | 995 | 1,079 |
| Missing | 9,573 | 14,640 | 13,294 | 17,985 | 16,878 | 14,172 | 23,812 | 29,509 |

A.3.17 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES : NOMBRE D'OBSERVATIONS PAR ANNEE ET SECTEUR ARRONDISSEMENT

| Secteur | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | 2021 | 2022 | 2023 | 2024 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 01 | 461 | 681 | 745 | 1,318 | 816 | 643 | 850 | 868 |
| 02 | 522 | 819 | 830 | 1,568 | 1,090 | 825 | 1,070 | 1,236 |
| 03 | 700 | 1,093 | 992 | 1,834 | 1,288 | 991 | 1,212 | 1,255 |
| 04 | 664 | 991 | 949 | 1,625 | 1,130 | 877 | 1,081 | 1,225 |
| 05 | 1,060 | 1,683 | 1,612 | 2,506 | 2,009 | 1,460 | 1,821 | 1,760 |
| 06 | 1,186 | 1,671 | 1,624 | 2,560 | 1,882 | 1,332 | 1,821 | 1,932 |
| 07 | 1,370 | 2,108 | 2,128 | 3,184 | 2,400 | 1,887 | 2,250 | 2,628 |
| 08 | 1,255 | 1,813 | 1,729 | 2,643 | 2,129 | 1,601 | 2,321 | 2,260 |
| 09 | 853 | 1,372 | 1,434 | 2,360 | 1,805 | 1,376 | 1,725 | 2,111 |
| 10 | 865 | 1,464 | 1,436 | 2,560 | 2,126 | 1,602 | 2,113 | 2,510 |
| 11 | 1,673 | 2,558 | 2,463 | 4,255 | 3,475 | 2,634 | 3,014 | 3,421 |
| 12 | 1,344 | 2,131 | 1,985 | 3,154 | 2,849 | 2,173 | 2,489 | 3,030 |
| 13 | 1,234 | 2,001 | 1,842 | 2,909 | 2,654 | 2,191 | 2,379 | 2,799 |
| 14 | 1,551 | 2,507 | 2,394 | 3,535 | 3,266 | 2,517 | 3,011 | 3,743 |
| 15 | 3,422 | 5,583 | 5,025 | 7,722 | 6,904 | 5,431 | 6,579 | 8,913 |
| 16 | 3,365 | 5,285 | 4,966 | 6,964 | 5,896 | 4,753 | 6,422 | 8,237 |
| 17 | 2,729 | 4,372 | 4,076 | 6,220 | 5,229 | 4,143 | 5,170 | 6,050 |
| 18 | 2,195 | 3,383 | 3,442 | 5,425 | 4,580 | 3,490 | 4,761 | 5,227 |
| 19 | 917 | 1,602 | 1,525 | 2,416 | 2,364 | 1,942 | 2,669 | 3,213 |
| 20 | 1,188 | 1,996 | 1,769 | 2,586 | 2,554 | 1,914 | 2,419 | 2,595 |
| NA | 1 | 9 | 0 | 0 | 1 | 4 | 12 | 14 |