

Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration

COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration

Sylvain Chareyron*, Camille Régnier** et Florent Sari***

Résumé – Dans cet article nous analysons les effets de la crise de la Covid-19 sur les marchés immobiliers résidentiels français. Il s'agit d'explorer si la demande résidentielle des ménages a été impactée par cette crise. À partir de données sur les transactions immobilières enregistrées entre 2016 et 2021, nous comparons l'évolution des prix avant et après la crise. Cette comparaison se fait entre communes au sein des aires urbaines d'une part, entre les aires urbaines d'autre part. Au sein des aires urbaines, nous montrons que les communes les moins denses et les plus éloignées du centre sont aussi celles où les prix ont le plus augmenté. Cela reflète l'attraction des ménages pour des biens plus spacieux en périphérie des centres urbains. Les résultats de l'analyse de l'évolution des prix entre les aires urbaines suggèrent, en ligne avec la théorie en économie urbaine, qu'un changement de dynamique est survenu en faveur des agglomérations les moins productives.

Abstract – *In this article, we analyse the effects of the COVID-19 crisis on the French residential property markets. More precisely, we explore whether household demand for residential properties has been impacted by this crisis. Based on data on property transactions recorded between 2016 and 2021, we compare the evolution of prices before and after the crisis. The comparison is done between municipalities within urban areas on one hand, between urban areas on the other. Within urban areas, we show that the less dense municipalities that are farthest from the centre are also those where prices have risen the most. This reflects the desire among households for more spacious properties on the outskirts of urban centres. The results of the analysis of the evolution of prices between urban areas suggest, in line with urban economics theory, that a change in dynamics has occurred in favour of the least productive agglomerations.*

JEL : R14, R21, R31, R41

Mots-clés : Covid-19, prix des logements, marchés immobiliers

Keywords: COVID-19, housing prices, property markets

* Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437) et TEPP-CNRS (FR 2042) ; ** Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437) ; Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437), CEET et TEPP-CNRS (FR 2042). Correspondance : florent.sari@u-pec.fr

Ce travail a bénéficié des remarques des participants du séminaire du LEDi (mai 2022) et des JMA à Rennes (2022). Nous tenons également à remercier deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques constructives. Enfin, nous remercions l'ADISP pour la mise à disposition des données du recensement de la population.

Reçu en octobre 2021, accepté en juin 2022.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Chareyron, S., Régnier, C. & Sari, F. (2022). COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 75–93. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2085

La crise sanitaire entraînée par l'apparition de la Covid-19 en mars 2020 en France a affecté toutes les activités. Pour les ménages, les confinements et le développement du télétravail, qui se sont répercutés à la fois sur les sphères professionnelles et privées ont pu, en particulier, conduire à reconsidérer les choix de localisation résidentielle et/ou les caractéristiques des logements recherchés. Sur ce dernier point, le Baromètre Qualitel 2020¹ sur les aspirations des Français en matière d'espace et d'aménagement intérieur, montre par exemple que les ménages vivant dans un appartement souhaiteraient avoir une maison (58 %), un jardin (82 %), disposer d'une terrasse ou d'un balcon (79 %) ou encore avoir des pièces plus grandes ou plus nombreuses. Or, ces caractéristiques sont plus souvent celles de logements situés hors des centres des aires urbaines, où les prix du foncier sont relativement plus abordables, mais qui peuvent être plus éloignés des emplois. La crise sanitaire a ici pu modifier ou renforcer des aspirations déjà présentes, quand le télétravail a pu flexibiliser la recherche de proximité entre le logement et le travail.

D'une part, l'enfermement continu lors du premier confinement de mars à mai 2020 a pu mettre en évidence (ou renforcer) le besoin d'espace intérieur et extérieur, ainsi qu'une certaine désaffection pour les grandes villes. Breuillé *et al.* (2022) montrent ainsi un rebond des intentions de relocalisation dans le rural et d'achat d'une maison, avec respectivement +5 points et +7.4 points pendant le premier confinement par rapport à la période pré-Covid. Les données de géolocalisation de Google collectées lors du premier confinement ont, par ailleurs, montré que les lieux de fréquentation habituels des grandes agglomérations ont été désertés, quand certains départements ruraux avaient vu leurs commerces gagner en visiteurs².

D'autre part, depuis les travaux de McFadden (1977), la littérature économique est consensuelle sur le rôle majeur de l'accessibilité au lieu de travail dans les choix de localisation des ménages. Le télétravail, mis en place à grande échelle lors du premier confinement (concernant 40 % des entreprises), a pu conduire à repenser le lien entre lieu de résidence et lieu de travail. Il semble de plus s'inscrire comme un changement durable des conditions de travail : dès la fin du premier confinement, près de 26 % des employeurs déclaraient vouloir en poursuivre la pratique (Duc & Souquet, 2020). Plus d'un an après le début de la pandémie à l'été 2021, la part des télétravailleurs réguliers de la région parisienne était de 42 %, soit un doublement par

rapport à 2019 selon une étude de L'Institut Paris Région (Brajon & Leroi, 2022). La tendance est sensible également en moyenne dans les pays de l'OCDE, avec toutefois de fortes différences entre pays, comme le montre une étude récente basée sur les données des offres d'emplois (Adrijan *et al.*, 2021) ; les résultats montrent notamment que les restrictions liées à la gestion de la crise sanitaire ont plus augmenté l'incidence du télétravail dans les offres d'emplois que leur relâchement ne l'a fait baisser.

Ces différents éléments nous poussent à nous interroger sur les effets qu'a pu avoir la crise de la Covid-19 sur les choix de localisations des ménages, et par conséquent sur les marchés immobiliers et les dynamiques territoriales et urbaines. Les préférences des ménages ont pu être affectées directement, avec la modification des arbitrages entre différents types d'aménités et la flexibilisation du lien entre zone de résidence et zone d'emploi. Mais la crise de la Covid-19 a également pu agir comme un accélérateur de choix de localisation qui étaient déjà en train d'évoluer suite à des questionnements sociétaux plus profonds : autour de la crise climatique ou autour des équilibres entre vie personnelle et vie professionnelle, par exemple. La question est dès lors de savoir si ces changements se sont « cristallisés » avec la crise sanitaire dans des choix de localisation et s'ils sont perceptibles sur les marchés immobiliers en France.

Les travaux dans la littérature économique sont déjà relativement nombreux, notamment sur des données chinoises et américaines. Cependant, lors de la rédaction de cet article, nous n'avions pas recensé de travaux analysant les effets de la crise de la Covid-19 sur le marché immobilier français³. Dans cet article, nous cherchons donc à explorer les changements potentiels de dynamique dans le marché immobilier français suite à l'apparition de la Covid-19 au mois de mars 2020 : la demande résidentielle des ménages a-t-elle été affectée par le choc induit par la Covid-19 et comment cela se traduit-il sur les prix immobiliers ?

En nous appuyant sur les théories de l'économie urbaine, nous considérons que la pandémie a pu avoir deux effets principaux. D'une part, au sein des agglomérations, une hausse de la demande d'espace et une baisse des coûts de transport

1. <https://www.qualitel.org/barometre-qualitel/resultats-2020/>

2. <https://www.google.com/covid19/mobility/?hl=fr>

3. Depuis, nous pouvons citer les travaux de Breuillé *et al.* (2022 dans ce même numéro), de France Stratégie (2022) sur l'évolution de l'immobilier résidentiel depuis l'apparition de la Covid-19, et de Bergeaud *et al.* (2021) sur les dynamiques de l'immobilier d'entreprise.

occasionneraient une modification du gradient de rente foncière le long de l'espace urbain (baisse des gradients associés à la distance et à la densité en valeur absolue). D'autre part, une hausse des prix dans les aires urbaines où la productivité est la plus faible et dans celles offrant le plus d'aménités.

Nous testons empiriquement ces hypothèses en étudiant la dynamique des prix de l'immobilier résidentiel en France avant et après le début de la crise sanitaire. Nous utilisons pour cela les Demandes de Valeurs Foncières (DVF) de 2016 à 2021. L'identification est réalisée à l'aide d'une estimation en différence-de-différences, comme dans divers travaux (Brueckner *et al.*, 2021 ; Huang *et al.*, 2021 ; Liu & Su, 2021), mais nous proposons une stratégie qui permet la prise en compte d'éventuelles différences de tendances en fonction du niveau de traitement à la manière de Dustmann *et al.* (2022). C'est, à notre connaissance, la première fois que cette méthode est appliquée à l'étude des effets de la pandémie sur les prix immobiliers⁴.

Nos résultats indiquent un changement de dynamique des prix au sein des grandes agglomérations françaises : les communes les plus éloignées du centre et ayant une faible densité ont connu une hausse des prix suite à la crise. Des effets de recomposition apparaissent, à court terme, moins importants entre les aires urbaines qu'entre les communes au sein des aires urbaines. Il apparaît cependant, de façon cohérente avec les attendus théoriques, une réduction du gradient lié aux revenus avec un accroissement relatif d'attractivité des aires urbaines les moins productives par rapport aux plus productives.

La suite de l'article est structurée comme suit : après une revue de la littérature empirique dans la section 1, nous présentons dans la section 2 les éléments des théories de l'économie urbaine sur la base desquels nous formulons des hypothèses à tester, puis les données et la démarche empirique de l'étude. Les résultats sont présentés dans la section 3. Enfin, nous discutons et concluons dans une dernière section.

1. Revue de la littérature empirique

Les effets de la crise de la Covid-19 sur les comportements de localisation des ménages ont donné lieu à divers travaux, notamment en Chine et aux États-Unis.

Pour la Chine, l'étude de Cheung *et al.* (2021) sur la ville de Wuhan, mobilise des données sur les transactions immobilières de neuf districts

entre janvier 2019 et juillet 2020 pour identifier l'impact de la crise sur les prix des logements et les comportements des ménages. Les résultats, issus de modèles de prix hédoniques, révèlent que les prix des logements ont baissé de 5 à 7 % après l'apparition de la pandémie et ont rebondi après le confinement. Les auteurs montrent néanmoins que le gradient de prix du centre vers les périphéries urbaines a été aplati. Un travail récent de Bricongne *et al.* (2021) dresse un constat similaire au Royaume-Uni. À partir de données regroupant les prix de ventes dans les annonces immobilières sur Internet et les prix finaux enregistrés par les notaires, ils montrent une baisse de l'ordre de 80 % de l'activité immobilière pendant la crise de Covid-19. S'y ajoute une hausse des prix immobiliers en zone rurale et une baisse à proximité de Londres. Ces constats suggèrent que les ménages auraient modifié leurs comportements, et une préférence pour des zones résidentielles à faible densité.

Huang *et al.* (2021) étendent l'analyse précédente sur la Chine en étudiant les transactions immobilières dans 60 villes entre janvier 2019 et septembre 2020. Les résultats d'une analyse en différence-de-différences révèlent un effet négatif et modéré sur les prix des logements, mais un fort effet négatif sur les volumes de transactions qui se sont effondrés juste après l'apparition de la Covid-19. Le prix des logements a diminué d'environ 2 % en moyenne, mais le prix des appartements situés près des centres-villes a connu des baisses plus importantes ; les auteurs en concluent que la crise a modifié les préférences des ménages dans leurs choix de localisation. Enfin, Qian *et al.* (2021), examinent aussi l'impact de la Covid-19 sur le prix des logements. Ils constatent, à partir de modèles en différence-de-différences, que les prix des logements dans les régions où les cas de Covid-19 sont confirmés diminueraient de 2.5 %. Cet effet persiste durant trois mois et son ampleur augmente avec le temps. Toutefois, cet effet ne semble se vérifier que dans les régions les plus touchées par la pandémie.

Pour les États-Unis, Gupta *et al.* (2021) étudient les variations des prix et des loyers des 30 plus grandes agglomérations suite à la pandémie. Ils estiment un modèle dans lequel le prix est fonction de la distance au centre de la ville, d'effets-fixes locaux et temporels et de diverses variables de contrôle mesurées avant la pandémie. Ils démontrent que les prix

4. Et sur des différences-de-différences avec traitement continu.

ont continué à augmenter malgré la crise de la Covid-19, mais plus fortement dans les quartiers éloignés du centre que dans les quartiers centraux, entraînant un aplatissement important du gradient des rentes foncières.

Ramani & Bloom (2021) s'intéressent également aux effets de la crise de la Covid-19 sur les marchés immobiliers et sur les schémas migratoires dans les grandes villes américaines. Pour cela, ils estiment des modèles dans lesquels la variation des prix (ou de la population) entre février 2020 et février 2021 est expliquée par l'évolution de la densité de la population sur la période précédente, de la distance au centre et des effets-fixes. Deux faits majeurs ressortent. D'abord, ils mettent en évidence un déplacement de la demande de biens immobiliers (des ménages et entreprises) du centre vers la périphérie des grandes villes. C'est l'« effet *donut* », qui reflète une baisse de l'activité du centre-ville et son déplacement vers la couronne périurbaine. Cet effet semble particulièrement fort dans les plus grandes villes, tandis qu'il est absent dans les plus petites. Ensuite, aucun mouvement de ce type n'est mis en évidence entre les grandes villes considérées. L'existence d'un effet *intra*, mais non *inter* suggère que le développement du télétravail permet désormais de s'éloigner de son lieu de travail, mais que le maintien d'une forme hybride (combinant présentiel et distanciel) limite la possibilité de résider trop loin et donc dans une autre grande ville.

Cependant, les travaux de Brueckner *et al.* (2021) semblent déboucher sur des résultats différents. En centrant leur analyse sur les effets inter-agglomérations et en s'intéressant particulièrement à l'effet de la crise de la Covid-19 sur le télétravail, ils décomposent les variations des prix immobiliers selon le potentiel de télétravail des agglomérations aux États-Unis. À partir d'estimations faisant interagir le potentiel de télétravail et une mesure de la productivité des villes, leur analyse démontre que les prix ont baissé après le début de la crise sanitaire dans les villes avec une productivité forte et un fort potentiel de télétravail. Ils montrent néanmoins qu'il n'y a pas eu de changement significatif de prix observable pour les agglomérations à faibles aménités avec un fort potentiel de télétravail.

Enfin, Liu & Su (2021) examinent eux aussi l'impact de la pandémie sur la demande de logement sur le marché américain, en faisant interagir une indicatrice temporelle (période pré- ou post-Covid) avec différentes caractéristiques telles que la densité de population ou la distance

au centre. Les principaux résultats viennent confirmer une modification des comportements suite à la pandémie : elle aurait conduit à un fort déplacement de la demande de logements des villes-centres et des quartiers denses vers les banlieues et les quartiers à plus faible densité de population. Les auteurs constatent également un déplacement significatif de la demande de logement en dehors des grandes villes, bien qu'il soit de moindre ampleur que le déplacement des villes-centres vers les banlieues.

2. Méthodologie : hypothèses, données et variables, stratégie empirique

En économie urbaine, deux grandes catégories de modèles théoriques permettent d'analyser le marché à des niveaux différents. D'une part, le modèle de base de choix résidentiel, développé notamment par Alonso (1964), Mills (1967) et Muth (1969), sur les mécanismes de la formation des prix immobiliers au sein d'une agglomération. D'autre part, le modèle de Rosen-Roback (Rosen, 1979 ; Roback, 1982) sur les déterminants de la différence de prix entre agglomérations. Nous posons sur ces bases les quatre hypothèses que nous proposons de tester. Nous présentons ensuite nos données et variables, puis notre démarche empirique.

2.1. Hypothèses

2.1.1. Au sein d'une agglomération

Selon le modèle de base de choix résidentiel, il existe un arbitrage entre taille du logement et distance au centre d'emploi. À l'équilibre de localisation, une hausse du coût de transport doit être exactement compensée par une baisse de la dépense foncière. Dans ces conditions, les prix immobiliers décroissent de façon continue avec la distance au centre d'emploi, alors que la taille du logement par individu augmente avec celle-ci. De plus, puisque la taille du logement augmente avec la distance au centre, la densité de population décroît le long de l'espace urbain.

Partant des conclusions du modèle d'Alonso-Muth-Mills, il est aisé de comprendre comment la crise de la Covid-19 peut modifier les équilibres urbains existants. En effet, la possibilité de travailler à domicile peut faire varier deux paramètres majeurs du modèle d'Alonso. D'une part, le coût de transport pour se rendre au centre d'emploi diminue avec la possibilité de télétravail. Comme il n'est plus nécessaire de se rendre sur son lieu de travail chaque jour, le coût de transport est diminué en tout point de l'espace urbain. Les localisations proches du centre, qui étaient recherchées du fait d'un coût de transport

faible, deviennent donc relativement moins avantageuses. En d'autres termes, plus le coût de transport est faible, moins la différence de prix entre localisations centrales et localisations périphériques est importante.

D'autre part, le besoin accru d'espace résidentiel, notamment le besoin d'un jardin ou d'une pièce supplémentaire pour pouvoir y exercer son activité professionnelle, vient modifier la fonction d'utilité des ménages. Ce phénomène est accru par les changements de préférence des ménages quant à la taille des logements suite aux confinements successifs. Une unité d'espace procure alors une utilité plus élevée qu'auparavant, toutes choses égales par ailleurs. La taille des logements étant fixe à court ou moyen terme, les ménages vont choisir de se relocaliser là où la taille des logements correspond à leur demande. Cela a pour conséquence de valoriser les localisations où l'espace est accessible. Ainsi, les rentes foncières des localisations peu denses vont augmenter. On devrait alors observer une augmentation des prix et de la population dans les zones où l'espace est le plus accessible, soit dans les zones originellement peu denses.

Nous formulons sur ces bases deux premières hypothèses :

- *Hypothèse 1* : les prix immobiliers baissent près du centre d'emploi et augmentent dans les localisations plus éloignées.
- *Hypothèse 2* : la demande augmente dans les localisations peu denses entraînant une hausse des prix et de la population dans ces localisations.

2.1.2. Entre les agglomérations

Le modèle d'Alonso est centré sur les mécanismes qui sous-tendent la formation des prix immobiliers à l'intérieur d'une agglomération. Les travaux de Rosen (1979) et Roback (1982) sont plus à même de rendre compte des dynamiques potentielles de prix entre agglomérations suite à la crise. Ces travaux modélisent l'arbitrage des ménages entre le salaire qu'ils peuvent obtenir, le niveau d'aménités dont ils peuvent profiter et le prix immobilier qu'ils doivent payer dans une région donnée. Le salaire est donné de façon exogène par le niveau de productivité de la région et le niveau des aménités est également supposé exogène. À niveau d'aménités constant, les régions qui ont les salaires les plus élevés devront également avoir des prix immobiliers élevés. À l'inverse, à niveau de productivité constant (autrement dit, à niveau de salaire égal), l'équilibre spatial sera obtenu par des prix immobiliers plus élevés dans les régions disposant de plus d'aménités.

Le développement du télétravail, qui est l'une des conséquences de la crise de la Covid-19, a pour effet d'assouplir la relation entre lieu de travail et lieu de résidence, laissant apparaître de nouveaux arbitrages spatiaux dans le cadre du modèle présenté ci-dessus. Brueckner *et al.* (2021) incorporent explicitement la possibilité de télétravail dans ce modèle, en considérant qu'un individu peut travailler dans n'importe quelle ville sans avoir besoin d'y résider. Ils démontrent que si les villes diffèrent seulement par leur niveau de productivité, la mise en place de télétravail permettra à une partie de la population de se déplacer vers la ville la moins productive, où le prix de l'immobilier est moins élevé, tout en continuant à travailler dans une entreprise de la ville la plus productive et bénéficier de salaires plus élevés. À terme, ces migrations feront baisser les prix immobiliers dans la ville la plus productive, qui connaîtra une perte de population, et elles les feront augmenter dans la ville moins productive.

Ensuite, ils raisonnent à niveaux de productivité constants, mais à niveaux d'aménités différents. Le développement du télétravail permet à une partie de la population de se déplacer vers la ville la plus attractive en termes d'aménités, tout en gardant son emploi dans la ville la moins bien dotée. Dans ce cas, on observera une augmentation des écarts de prix entre les villes. Un autre mécanisme peut renforcer cet effet : les confinements ont pu accroître la valorisation de certaines aménités, par exemple celle des espaces naturels.

Nous posons ainsi deux autres hypothèses :

- *Hypothèse 3* : les prix baissent dans les agglomérations à forte productivité et augmentent dans les agglomérations à faible productivité.
- *Hypothèse 4* : les prix augmentent dans les agglomérations dotées d'un niveau élevé d'aménités et baissent dans les agglomérations dotées d'un faible niveau d'aménités.

2.2. Données et variables

Nos données sont basées sur les transactions immobilières répertoriées dans les Demandes de valeurs foncières (DVF) de l'année 2016 à juillet 2021 (date la plus récente disponible lors de la réalisation de cette étude). Ces données, fournies par la direction générale des Finances publiques (DGFIP), concernent les ventes immobilières publiées dans les conservations des hypothèques, complétées du descriptif des biens en provenance du cadastre, sur une période maximale de cinq ans. Pour chaque vente enregistrée, sont précisées la nature des biens,

leur adresse et superficie, la date de mutation, ainsi que la valeur foncière déclarée⁵. Nous ne prenons pas en compte les locaux industriels et commerciaux.

L'analyse intra-aire urbaine ne retient que les communes appartenant aux aires urbaines de plus de 500 000 habitants (soit 16 aires urbaines) et l'analyse inter-aire urbaine exclut les aires urbaines regroupant des communes multipolarisées (liées à plusieurs aires urbaines) ou des communes isolées. Nous excluons, par ailleurs, les communes présentant des valeurs extrêmes des prix moyens⁶. *In fine*, l'échantillon des communes contient 4 537 communes différentes réparties sur 16 aires urbaines, et celui des aires urbaines contient 736 aires urbaines différentes. L'étude ne porte que sur la France métropolitaine. Le tableau 1 récapitule la construction des échantillons.

Les DVF sont utilisées pour calculer le logarithme du prix moyen dans les communes (pour l'analyse au niveau intra-aire urbaine) et dans les aires urbaines (pour l'analyse au niveau inter-aire urbaine).

Pour les variables explicatives, plusieurs sources sont mobilisées :

- la distance au centre de l'aire urbaine est calculée pour chacune des communes à partir des systèmes de projection de l'IGN. Le centre correspond au principal pôle d'emploi de chacune des aires urbaines retenues⁷ et la distance est une distance euclidienne calculée à partir des coordonnées géographiques d'une commune *i* et du centre *j* de l'aire. Ce premier indicateur est mobilisé par rapport à l'hypothèse 1 : « les prix immobiliers baissent près du centre d'emploi ».
- la densité d'habitants dans les communes est calculée à partir des données du recensement de la population de l'Insee (pour l'année 2017). Cet indicateur nous permet de tester l'hypothèse 2 : « la demande augmente dans les localisations

peu denses ». Les revenus médians des aires urbaines sont obtenus à partir du Fichier Localisé Social et Fiscal (Filosofi) pour l'année 2017. Ils seront utilisés comme *proxy* de la productivité du travail dans l'aire urbaine⁸ et permettent donc de tester l'hypothèse 3 selon laquelle « les prix baissent dans les agglomérations à forte productivité ».

- nous mobilisons également des indicateurs d'aménités naturelles dans les territoires, en lien avec l'hypothèse 4 selon laquelle « les prix augmentent dans les agglomérations dotées d'un niveau élevé d'aménités »⁹. Les aménités de l'aire urbaine sont obtenues à partir de la base Corine Land Cover, qui fournit un inventaire biophysique de l'occupation des sols et de son évolution (produit par interprétation visuelle d'images satellites selon une nomenclature en 44 postes¹⁰). Nous calculons sur cette base, pour l'année 2018, la part de communes ayant des espaces naturels et/ou traversées par des cours d'eau (fleuves et grandes rivières) dans l'aire urbaine. Concrètement, nous identifions les communes qui possèdent l'une de ces aménités naturelles et nous rapportons leur nombre au nombre total de communes de l'aire urbaine.

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives sur l'échantillon des communes et sur celui des aires urbaines. On remarque que les prix augmentent au cours du temps dans les

5. <https://www.data.gouv.fr/fr/datasets/demandes-de-valeurs-foncieres-geolocalisees/>.

6. Prix moyens de plus de 10 millions d'euros ou moins de 20 000 euros.

7. Il s'agit du centre économique de chacune des aires et non pas du centre géographique. Dans le cas d'aires urbaines polycentriques comme Aix-Marseille, un choix a dû être fait, et nous avons retenu Marseille, le plus grand des deux. Les aires présentant ce type de configuration sont cependant rares en France.

8. Données disponibles via <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4291712>.

9. Pour des raisons d'accès aux données, le test porte sur une version restreinte de l'hypothèse 4, en ne considérant que les aménités naturelles. D'autres aménités, comme les aménités culturelles, sont également importantes dans le choix de localisation des ménages, même si on peut penser que la crise a pu conduire à valoriser particulièrement les aménités naturelles.

10. Données disponibles à l'adresse : <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/corine-land-cover-0>

Tableau 1 – Échantillons des communes et des aires urbaines

Échantillon initial	
Nombre de communes	Nombre d'aires urbaines (AU)
35 454	739
Exclusion des communes des AU de moins de 500 000 habitants	
Nombre de communes	Nombre d'aires urbaines
4 539	16
Suppression des valeurs extrêmes	
Nombre de communes	Nombre d'aires urbaines
4 537	16

Note : le nombre de communes et d'aires urbaines par échantillon correspond au nombre de communes et d'aires urbaines différentes présentes dans l'échantillon. Les 16 aires urbaines de l'analyse intra-aire urbaine sont : Avignon, Douai-Lens, Bordeaux, Grenoble, Lille, Lyon, Marseille-Aix-en-Provence, Montpellier, Nantes, Nice, Paris, Rennes, Rouen, Saint-Etienne, Toulon, Toulouse.

Tableau 2 – Statistique descriptives

	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Communes				
Prix des logements (€) :				
2021	263 888	137 595	20 000	3 514 152
2020	252 464	117 911	20 000	2 410 636
2019	241 939	124 607	20 000	2 819 515
2018	233 688	106 570	20 000	1 854 240
2017	226 217	105 642	20 500	2 912 882
2016	218 230	105 302	21 000	2 968 701
Part de maisons (%)	81.5	30.8	0.0	100.0
Densité (habitants/km ²)	634.5	1 861.8	0.5	26 602.9
Distance au centre de l'aire urbaine (km)	34.1	19.5	0.2	92.1
Aires urbaines				
Prix des logements (€) :				
2021	161 575	115 271	32 000	2 114 600
2020	151 609	80 914	20 000	1 112 869
2019	143 872	79 855	54 929	1 474 643
2018	142 048	86 356	49 308	1 813 649
2017	138 396	70 086	49 408	1 245 500
2016	135 139	68 198	46 968	1 289 067
Revenu médian (€)	19 636	1 892	12 390	31 860
Part de maisons (%)	69.6	24.4	0.0	100.0
Part d'espaces naturels (%)	26.1	21.6	0.0	91.3
Part de rivières et fleuves (%)	0.4	1.1	0.0	9.8

Source : DVF 2016-2021 ; RP Insee 2017 ; Corine Land Cover 2018.

deux échantillons. Les prix apparaissent par ailleurs plus élevés en moyenne dans l'échantillon des communes que dans l'échantillon des aires urbaines. Cela provient de l'exclusion des communes des aires urbaines de moins de 500 000 habitants. La densité de la population mesurée sur l'échantillon des communes est plus élevée que celle mesurée à l'échelle de la France entière (105.5 habitants/km² en 2018). C'est là aussi dû à l'exclusion des communes des petites aires urbaines, où la densité de population est beaucoup plus faible. Enfin, la part des maisons dans les transactions est plus faible au niveau des aires urbaines qu'à celui des communes, car on se restreint à ces zones plus denses où les appartements sont plus fréquents.

2.3. Stratégie empirique

Notre approche consiste à estimer des modèles en différence-de-différences comme présenté par Angrist & Pischke (2008, p. 175). Nous estimons les prix des transactions intervenues de 2016 à 2021 pour explorer un effet de l'apparition de la pandémie dans les associations entre prix et densité, entre prix et éloignement du centre au niveau des communes au sein des grandes aires urbaines, entre prix et revenus et entre prix et aménités au niveau des aires urbaines.

Comme dans la majorité des études récentes sur le sujet (Brueckner *et al.*, 2021 ; Ramani & Bloom, 2021), les prix sont utilisés à un niveau agrégé (i.e. la commune ou l'aire urbaine)¹¹. Nous contrôlons néanmoins la composition des ventes en termes de type de bien (appartements, maisons). La perte de précision par rapport à l'utilisation de régressions hédoniques est faible dans notre cas, pour deux raisons. Premièrement, les DVF ne contiennent que peu d'informations sur les caractéristiques des logements. Or, la méthode des prix hédoniques appliquée au logement est avant tout utilisée pour obtenir les prix implicites de ces caractéristiques. Le manque d'information rend donc moins essentielle cette méthode. Deuxièmement, nous nous intéressons davantage à la valorisation des caractéristiques de la commune (ou de l'aire urbaine) dans laquelle est localisée le bien. Raisonner à un niveau agrégé apparaît donc d'autant plus approprié.

La méthode des doubles différences repose sur l'hypothèse de « tendances parallèles » selon laquelle l'évolution des prix, en l'absence de la Covid-19, aurait été la même dans les

11. Le nombre de communes par aire urbaine (278 en moyenne) et les écarts de prix moyen entre communes d'une même aire urbaine sont importants car, dans l'analyse intra-aire urbaine, on se restreint aux communes des plus grandes agglomérations.

différentes catégories de communes considérées. Pour la vérifier, un test usuel consiste à comparer les tendances observées sur des périodes préalables à l'évènement considéré. Si ces tendances préalables sont similaires, on peut supposer qu'elles l'auraient été en l'absence de la Covid-19. Pour autant, il est possible de tenir compte de l'existence d'une différence linéaire de tendance dans notre stratégie d'estimation, en incluant des tendances linéaires annuelles par commune (voir *infra* 2.3.1) ou en déduisant des données une tendance linéaire obtenue à partir des coefficients estimés dans une première étape (voir *infra* 2.3.2).

En outre, deux niveaux d'analyse, distincts mais complémentaires, sont proposés : d'une part intra-aire urbaine, entre communes, d'autre part inter-aïres urbaines, entre aires urbaines.

2.3.1. Spécifications pour l'analyse intra-aire urbaine et inter-aïres urbaines

Afin d'expliquer les différentiels de prix au niveau intra-aire urbaine, le modèle estimé est le suivant :

$$\ln \text{prix}_{cat} = \alpha + \beta \text{Densité}_c + \delta \text{Distance}_c + \gamma \text{Covid}_t \\ \times \text{Densité}_c + \tau \text{Covid}_t \times \text{Distance}_c \\ + \rho X_{ct} + \phi_{at} + \vartheta_{cm} + \theta_c \text{Année}_t + \varepsilon_{cat} \quad (1)$$

avec prix_{cat} le prix moyen des logements dans la commune c dans l'aire urbaine a à la date t , Densité_c la densité d'habitant dans la commune et Distance_c la distance entre la commune c et le centre de l'aire urbaine, ces deux variables étant mesurées avant Covid-19 et constantes dans le temps. Covid_t est une variable dichotomique indiquant la période Covid-19 (postérieure à mars 2020). γ et τ mesurent respectivement la variation des gradients associés à la distance au centre et à la densité après l'apparition de la Covid-19. Nous contrôlons la part de maisons dans les transactions immobilières (X_{ct}). Il importe de tenir compte de ce point dans l'explication des variations de prix immobiliers dans la mesure où le prix moyen au m² varie selon le type de biens considéré et où la demande pour les maisons est susceptible d'avoir été modifiée après la crise de la Covid-19, ce qui a pu induire des changements dans la composition des ventes. ϕ_{at} sont des effets fixes « date×aire urbaine » qui captent les facteurs macroéconomiques supposés invariants entre les communes, ainsi que d'éventuels chocs affectant la dynamique des prix dans des aires urbaines spécifiques. Dans certaines estimations, des effets fixes « commune×mois » sont ajoutés : en plus de contrôler des caractéristiques inobservées de la commune qui sont

invariables dans le temps, ils tiennent compte d'éventuelles différences de saisonnalité des prix entre les communes. D'une manière générale, ces effets fixes ont pour fonction de tenir compte de caractéristiques locales qui pourraient expliquer une préférence des ménages pour certains territoires, comme la présence de grandes infrastructures (universités, hôpitaux, gares TGV, etc.) et/ou encore une bonne couverture internet qui ne varient peu ou pas dans le temps.

Pour tenir compte de possibles différences préexistantes dans l'évolution des prix, nous introduisons dans des tendances linéaires annuelles par commune, $\theta_c \text{Année}_t$. Celles-ci permettent alors de contrôler des différences de tendances linéaires entre les prix des communes observées avant l'apparition de la Covid-19. Une telle stratégie autorise ainsi le relâchement de cette hypothèse de « tendances parallèles » en l'absence d'apparition de la Covid-19 (Mora & Reggio, 2019 ; Egami & Yamauchi, 2021). Dit autrement, il devient possible d'identifier un effet exogène de la Covid-19, sous l'hypothèse que toute tendance préexistante dans les prix entre les communes denses et peu denses (ou distantes et peu distantes du centre) est linéaire et se serait poursuivie au même rythme en l'absence de l'apparition de la Covid-19.

Au niveau inter-aïres urbaines, le modèle estimé est le suivant :

$$\ln \text{prix}_{at} = \alpha + \beta \text{Prod}_a + \delta \text{Aménités}_a + \gamma \text{Covid}_t \\ \times \text{Prod}_a + \tau \text{Covid}_t \times \text{Aménités}_a + \rho X_{at} \\ + \phi_t + \vartheta_{am} + \theta_a \text{Année}_t + \varepsilon_{at} \quad (2)$$

avec prix_{at} le prix moyen des logements dans l'aire urbaine a à la date t . Prod_a est la productivité (approximée par le revenu médian) dans l'aire urbaine a et Aménités_a sont les aménités naturelles de l'aire urbaine a . γ et τ mesurent la variation des gradients associés à la productivité et aux aménités après l'apparition de la Covid-19. X_{at} mesure ici la part des maisons dans les transactions immobilières opérées sur l'aire urbaine. ϕ_t sont des effets fixes temporels « mois×année » et ϑ_{am} des effets fixes « aire urbaine×mois », qui permettent de contrôler, dans certaines estimations, ces différences entre aires urbaines invariables dans le temps ainsi que des différences de saisonnalité des prix entre aires urbaines. De la même manière que précédemment, les tendances linéaires annuelles par aire urbaine $\theta_a \text{Année}_t$ permettent de contrôler d'éventuelles différences de tendances linéaires dans les prix entre les aires urbaines.

Les coefficients estimés liés aux variables en niveau peuvent être affectés par l'omission de

certaines variables. En revanche, comme indiqué par Brueckner *et al.* (2021), les coefficients d'intérêt étant liés aux interactions entre les variables et la période post-Covid-19, le risque de biais lié à leur omission est plus limité¹². Néanmoins, pour l'analyse intra-aire urbaine, bien que nous utilisions un large éventail d'effets fixes, l'identification repose sur l'hypothèse qu'aucun choc autre que la Covid-19 n'affecte différemment le prix des logements dans les communes en fonction de leur densité ou de leur distance au centre de l'aire. Nos résultats restent soumis à l'hypothèse d'absence de chocs concomitants au Covid-19, qui affecteraient différemment les communes à l'intérieur des aires sur une base non saisonnière. Par exemple, on pourrait ainsi imaginer que le résultat des élections municipales à la fin du mois de juin 2020 a entraîné des variations entre communes, avec la mise en place de moratoires sur la construction dans certaines villes. Pour que cela crée un biais dans les estimations, il faudrait que la mise en place de ces moratoires soit systématiquement corrélée avec la distance ou la densité des communes, ce qui paraît peu probable. De même, pour l'analyse inter-aire urbaines, l'hypothèse est qu'aucun choc autre que la Covid-19 n'affecte différemment le prix des logements dans les aires urbaines en fonction de leurs niveaux de revenu ou d'aménités.

2.3.2. Spécifications dynamiques

Pour estimer des variations annuelles de gradient au niveau intra-aire urbaine, nous estimons :

$$\ln \text{prix}_{ct} = \alpha + \beta \text{Densité}_c + \delta \text{Distance}_c + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \gamma^l \text{Covid}_{t+l} \times \text{Densité}_c + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \tau^l \text{Covid}_{t+l} \times \text{Distance}_c + \rho X_{ct} + \phi_{at} + \vartheta_{cm} + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

Les variables dichotomiques Covid_{t+l} sont définies par rapport à l'apparition de la Covid. Par exemple, Covid_{t+2} vaut 1 pour le prix moyen d'une commune observée deux ans après l'apparition de la Covid-19, c'est-à-dire en 2021 et 0 sinon. L'année d'apparition de la Covid-19 en France étant 2020, la période de référence est l'année 2019¹³. Les coefficients γ^l et τ^l capturent de manière flexible l'évolution des gradients de la distance et de la densité autour de l'année 2019 (soit de 2016 à 2021).

Cette spécification permet également de tester l'hypothèse d'évolution parallèle des prix entre les communes de différente densité et à différentes distances du centre de l'aire avant Covid-19. En effet, les coefficients γ^l et τ^l pour les périodes avant la pandémie nous renseignent

sur la présence éventuelle de tendances pré-alables dans l'évolution des gradients associés à la densité et à la distance.

Pour tenir compte de la possibilité que les prix évoluent différemment dans les communes denses et peu denses (respectivement distantes et peu distantes du centre de l'aire urbaine) avant l'apparition de la Covid-19, nous utilisons nos estimations de γ^l (resp. τ^l) sur les années qui précèdent l'apparition de la Covid-19 (2016 à 2019) pour ajuster une tendance temporelle linéaire. Nous déduisons ensuite cette tendance linéaire de nos données, à la manière de Monras (2018)¹⁴. Concrètement, cette méthode consiste à estimer une tendance linéaire sur les coefficients avant Covid et à déduire cette tendance des données de la variable de prix (ou à effectuer une projection sur la période post-Covid-19 et à calculer l'effet par la différence entre les coefficients estimés post-Covid et cette projection). Ensuite, nous ré-estimons l'équation (3) sur la nouvelle variable de prix sans tendance.

Pour l'analyse inter-aire urbaines, nous estimons :

$$\ln \text{prix}_{at} = \alpha + \beta \text{Prod}_a + \delta \text{Aménités}_a + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \gamma^l \text{Covid}_{t+l} \times \text{Prod}_a + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \tau^l \text{Covid}_t \times \text{Aménités}_a + \rho X_{at} + \phi_t + \vartheta_{am} + \varepsilon_{at} \quad (4)$$

où prix_{at} désigne le prix moyen des logements dans l'aire urbaine a à la date t . Comme précédemment, les variables dichotomiques Covid_{t+l} prennent la valeur 1 lorsqu'une aire urbaine se situe $t+l$ années après la date d'apparition de la Covid. Prod_a est notre mesure de la productivité et Aménités_a sont les aménités naturelles dans l'aire urbaine a . γ et τ mesurent la variation des gradients associés à la productivité et aux aménités après l'apparition de la Covid-19. Les coefficients γ^l et τ^l capturent de manière flexible l'évolution des gradients de la productivité et de la présence d'aménités naturelles.

12. Notre modélisation ne permet pas de tenir compte d'une éventuelle autocorrélation spatiale dans la détermination des prix de l'immobilier. Ce phénomène apparaît limité dans le cas de l'analyse inter-aire urbaines, puisque l'échantillon est constitué des plus grandes aires urbaines qui représentent chacune un marché de l'immobilier spécifique et qui sont relativement éloignées les unes des autres. Il est plus vraisemblable dans l'analyse intra-aire urbaines car la fixation des prix dans une commune peut effectivement impacter les prix dans les communes voisines. Néanmoins, nous groupons les erreurs types à la commune (ou à l'aire urbaine) ce qui permet de tenir compte d'une éventuelle corrélation sérielle du terme d'erreur.

13. Les observations correspondant aux trois premiers mois de 2020 sont supprimées car les prix ne peuvent pas avoir été affectés par la Covid.

14. Cette méthode est similaire à celle de Dustmann *et al.* (2022) ou Ahlfeldt *et al.* (2018) qui tracent ensuite les écarts entre les estimations de γ^l (resp. τ^l) et la tendance temporelle linéaire prédite pour les années postérieures à la mise en œuvre d'une politique.

3. Résultats

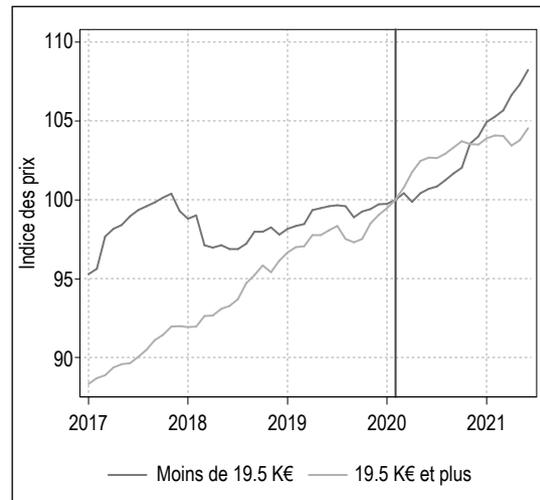
3.1. Première approche descriptive de l'évolution des prix

La figure I présente l'évolution trimestrielle des prix dans les communes au sein des aires urbaines selon la distance au centre de l'aire urbaine et de la densité d'habitants de la commune. Cette représentation permet une première exploration des hypothèses 1 et 2, selon lesquelles les prix immobiliers baissent près du centre d'emploi et dans les communes denses et augmentent dans les autres. Nous calculons une moyenne pondérée par la population en 2017 des indices de prix au niveau des communes, et nous comparons l'évolution des prix entre les communes : d'une part selon la distance au centre (avec un seuil à 25 km correspondant à la distance médiane), d'autre part selon la densité (seuil de 279 habitants/km² correspondant à la densité médiane).

L'évolution des prix est assez proche dans les deux groupes de communes que ce soit avant ou après l'apparition de la Covid (figure I-A). En revanche, un changement apparaît dans l'évolution des prix selon la densité (figure I-B) : ils augmentent plus fortement dans les communes les plus denses sur la période 2017-2020, puis plus vite dans les communes les moins denses à partir de mars 2020.

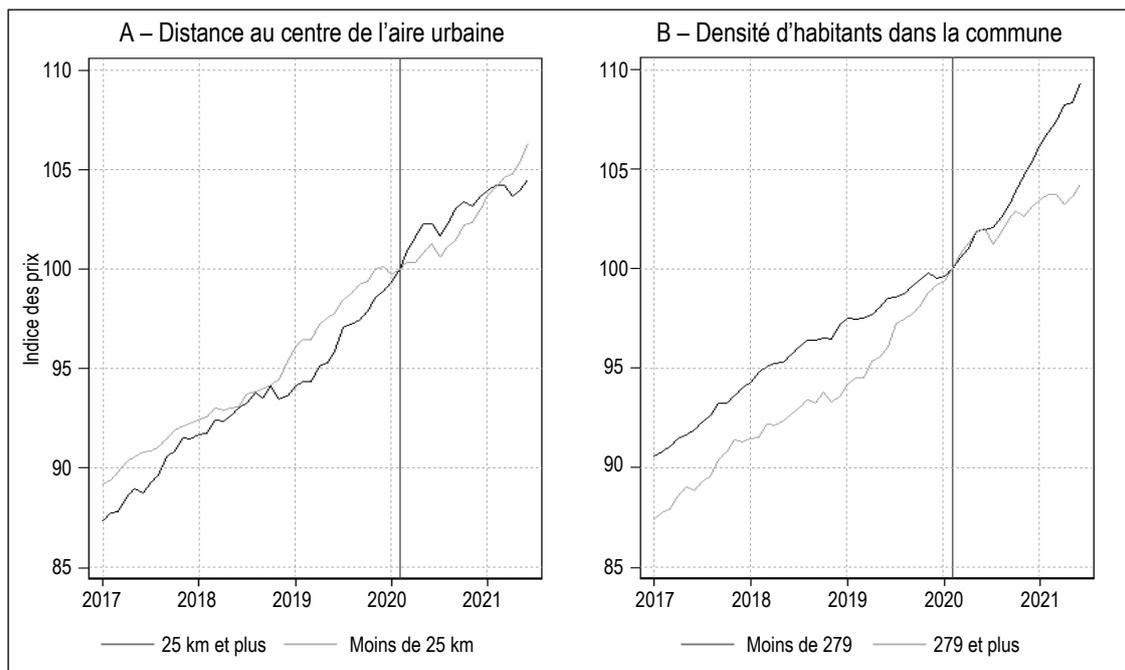
La figure II montre la variation des prix de l'immobilier selon le revenu médian de l'aire urbaine, utilisé comme *proxy* de la productivité. De cette manière, nous explorons l'hypothèse 3 selon laquelle « les prix baissent dans les agglomérations à forte productivité ». On distingue deux groupes d'aires urbaines selon le revenu médian (de part et d'autre du revenu médian annuel au niveau national en 2017). Entre 2017 et 2020, c'est dans les aires urbaines dont le

Figure II – Évolution des prix des aires urbaines selon le revenu médian



Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017.

Figure I – Variation des prix dans les communes des grandes aires urbaines en fonction de la distance au centre de l'aire urbaine et de la densité d'habitants



Note : l'indice des prix correspond à la moyenne, pondérée par la population, calculée pour toutes les communes de chaque groupe. Chaque indice agrégé est normalisé de telle sorte que Mars 2020 = 100. La moyenne mobile des prix dans chaque groupe sur les douze derniers mois est ensuite calculée.

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; IGN.

revenu médian est le plus élevé que les prix ont connu les plus fortes hausses, témoignant de leur attractivité globale et du dynamisme du marché de l'immobilier. À partir de mars 2020, la hausse des prix y ralentit, et elle s'accélère au contraire dans les aires urbaines où le revenu médian est inférieur à 19 500 euros.

Nous comparons enfin la variation des prix entre aires urbaines selon les dotations en aménités naturelles (part d'espaces naturels et présence de grandes rivières ou fleuves) pour explorer l'hypothèse 4 selon laquelle « les prix augmentent dans les agglomération dotées d'un niveau élevé d'aménités naturelles ». La tendance des prix est restée du même ordre avant et depuis le début de la crise dans les aires urbaines où la part d'espaces naturels est supérieure à la médiane, alors qu'elle s'est un peu tassée pour les autres (figure III-A). En revanche, la hausse des prix est un peu plus forte dans les aires urbaines comprenant un cours d'eau entre 2017 et 2020 puis, à partir de mars 2020, les prix semblent se stabiliser dans les aires urbaines contenant une telle aménité, tandis qu'ils continuent à augmenter fortement dans les autres (figure III-B).

3.2. Résultats des estimations

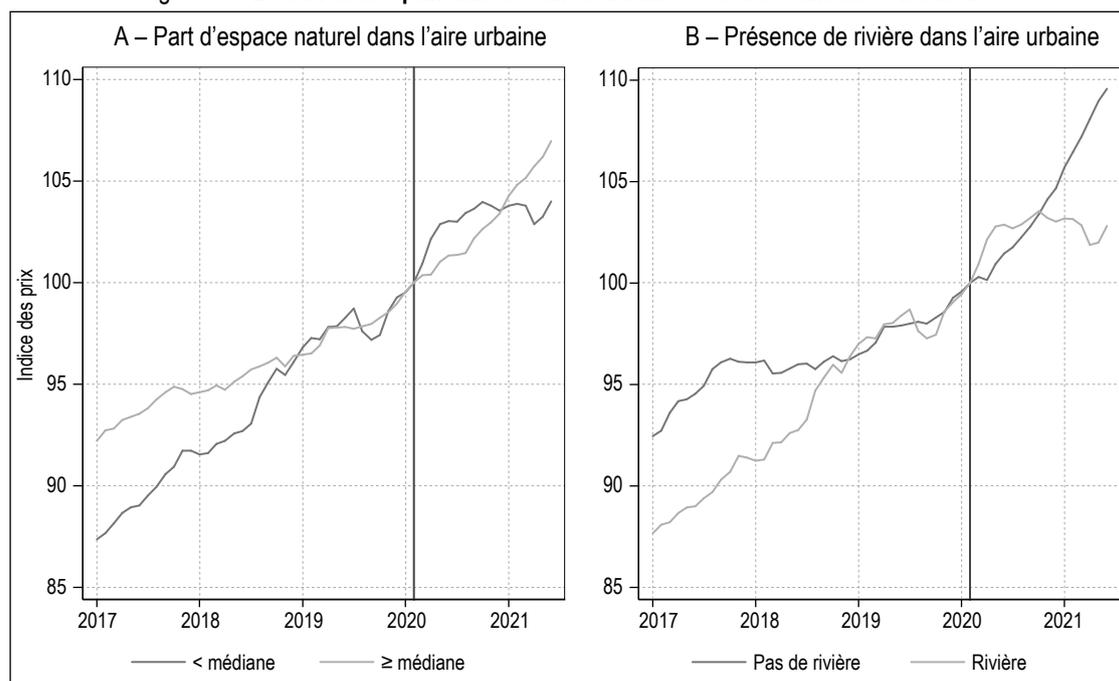
3.2.1. Analyses intra-aires urbaines

Pour analyser les changements d'évolution des prix survenus après l'apparition de la Covid-19 entre les communes des grandes agglomérations, nous estimons l'équation (1). Des effets fixes

« communes » sont introduits pour contrôler d'éventuelles différences de caractéristiques inobservées entre communes, puis des effets « date×aire urbaine » et « mois×commune » sont ajoutés pour contrôler d'éventuels chocs modifiant les dynamiques de prix dans certaines aires urbaines et les variations saisonnières des prix spécifiques à chaque commune. On introduit en dernier des tendances linéaires annuelles par commune qui permettent de contrôler de ces différences de tendances linéaires préalables dans l'évolution des prix. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

On constate tout d'abord (tableau 3, colonne 1) que les prix des logements sont négativement associés à la distance au centre de l'aire urbaine, ce qui est un résultat classique de l'économie urbaine. Ils sont également positivement associés à la densité, ce qui est également attendu. L'inclusion des effets fixes communes n'a que peu d'effet sur les résultats. L'amplitude des coefficients estimés est, en revanche, davantage affectée par l'ajout des effets fixes « date×aire urbaine » (col. 3), « mois×commune » (col. 4) et des tendances temporelles linéaires par commune (col. 5). La prise en compte de ces dernières tend à augmenter la significativité et l'amplitude des coefficients estimés. C'est un résultat attendu puisque les tendances de prix avant la Covid-19 étaient parfois différentes en fonction de la densité et la distance au centre de l'aire urbaine (cf. figure I). Les résultats indiquent *in fine* une hausse relative des prix

Figure III – Évolution des prix dans les aires urbaines selon les aménités naturelles



Source : DVF 2016-2021 ; Corine Land Cover 2018.

Tableau 3 – Régressions au niveau de la commune

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Densité (habitants/km ²)	0.0016*** (0.0003)				
Distance au centre de l'AU (km)	-1.1544*** (0.0326)				
Covid × Densité	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
Covid × Distance au centre de l'AU	0.0044 (0.0128)	0.0008 (0.0120)	0.0283* (0.0156)	0.0328** (0.0163)	0.0522** (0.0238)
Effets fixes aire urbaine	Oui	Non	Non	Non	Non
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes communes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Date × Aire urbaine	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Mois × Commune	Non	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire commune	Non	Non	Non	Non	Oui
Observations	193 173	193 162	193 162	187 031	187 031
R ²	0.2255	0.5083	0.5121	0.6352	0.6522

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à la commune entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans la commune est contrôlée.

Lecture : l'éloignement au centre de l'aire urbaine d'1 kilomètre supplémentaire est associé à une baisse des prix de 1.15 % dans la commune. Après mars 2020, la baisse des prix est de 1.11 % (-1.15+0.04).

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017.

dans les communes ayant une densité plus faible et qui sont plus éloignées du centre.

Comme l'analyse de la figure I le suggérait, l'écart de prix entre communes denses et peu denses s'est réduit après le mois de mars 2020. Selon les estimations, l'augmentation de la densité de 1 habitant/km² était associée à une hausse des prix de 0.0016 % dans une commune entre 2016 et mars 2020 (tableau 3, col. 1). En appliquant à ce niveau initial la variation post-Covid (col. 5), une même augmentation de la densité n'était plus associée, après mars 2020, qu'à une hausse de 0.0011 % (0.0016-0.0005) des prix. Ce résultat suggère que l'attrait des aménités purement urbaines, présentes dans les zones denses, s'est réduit au profit d'une demande d'espace plus importante.

Un changement apparaît également par rapport à la distance de la commune au centre de l'aire urbaine. Le gradient des prix lié à la distance est ainsi passé de -1.15 % pour tout kilomètre supplémentaire d'éloignement au centre de l'aire urbaine à un gradient de -1.10 % (-1.15+0.05) après mars 2020. La distance au centre de l'aire, qui représente un point d'intérêt pour les ménages, reste donc un facteur de baisse des prix, mais moindre à partir de la pandémie qu'avant. Si la proximité au centre est encore privilégiée dans la demande de biens immobiliers, elle semble désormais moins valorisée.

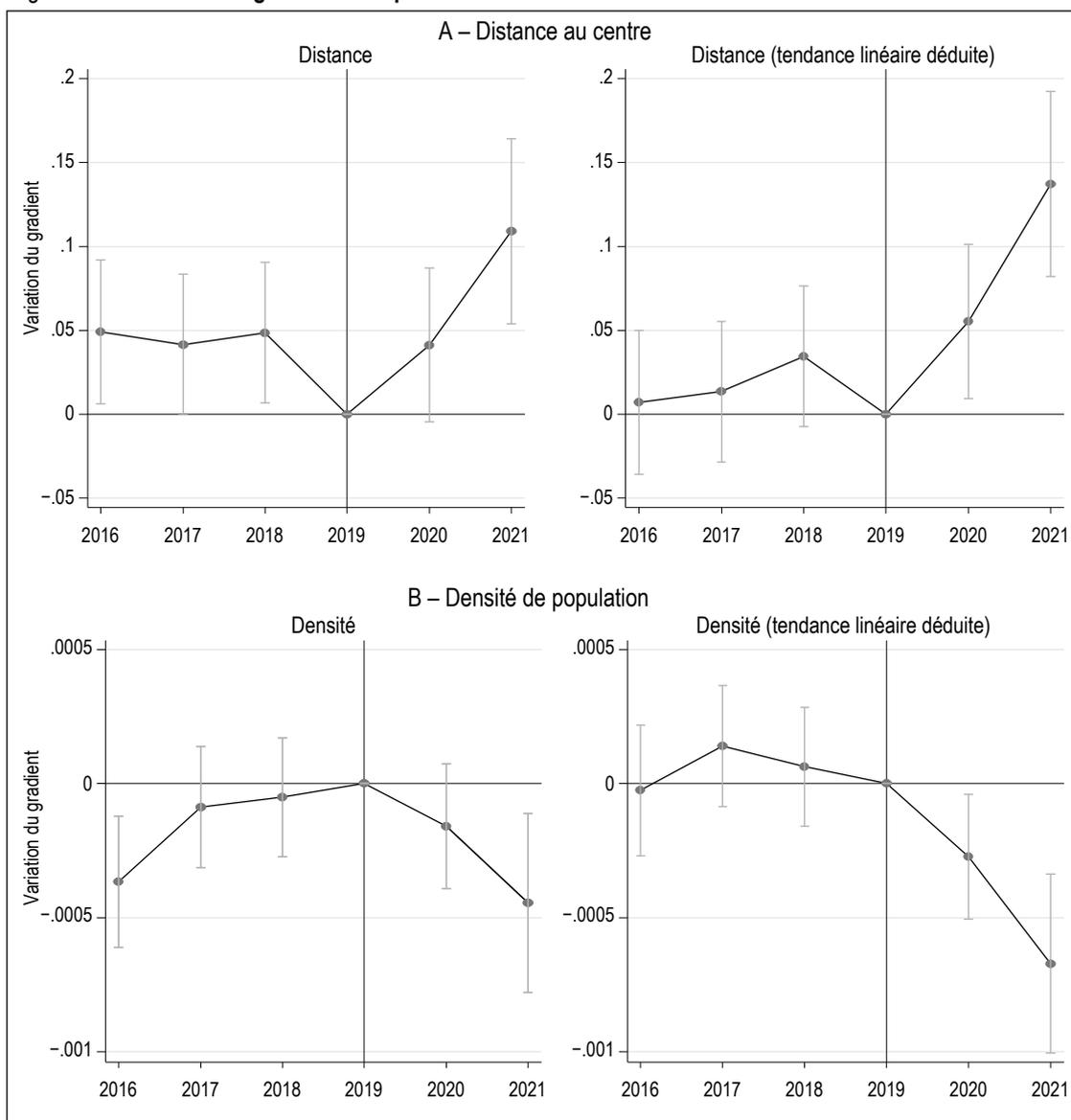
Les résultats obtenus avec les spécifications flexibles (équation 3) sont présentés dans la figure IV, tout d'abord avec les mêmes contrôles

que dans la colonne 4 du tableau 3, puis dans une version où leurs tendances (linéaires) de prix avant Covid-19 ont été déduites, c'est-à-dire la version flexible des résultats présentés dans la colonne 5 du tableau 3. Les coefficients correspondent aux variations de gradients estimés par rapport à la référence de 2019.

Comme les résultats précédents le suggèrent, même si les coefficients estimés avant l'apparition de la Covid-19 ne sont pas toujours significatifs, nous observons une tendance linéaire à la baisse dans la variation du gradient lié à la distance (figure IV-A) : avant 2020 le gradient des prix lié à la distance était plus faible en valeur absolue en 2016 qu'en 2019 et apparaît avoir augmenté assez linéairement entre ces deux périodes ; il semble y avoir eu une tendance à la concentration autour des centres-villes. L'année 2020 marque une rupture nette et un retournement de tendance matérialisé par une diminution du gradient en valeur absolue. La présence d'une tendance avant Covid-19 tendrait donc à induire une sous-estimation des effets de la pandémie sur le gradient des prix liés à la distance. Lorsque la tendance préalable est déduite, les effets de la pandémie apparaissent encore plus nettement.

L'analyse est sensiblement identique en ce qui concerne l'évolution du gradient lié à la densité (figure IV-B). Là aussi, on constate une rupture nette en 2020 : la tendance à l'augmentation des prix dans les communes denses par rapport aux communes moins denses avant l'apparition de la Covid-19 est suivie par une nette diminution relative des prix dans les communes denses.

Figure IV – Variation des gradients des prix associés à la distance au centre et à la densité dans la commune



Note : les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les trois premiers mois de 2020 ont été supprimés.
Sources : DVF 2016-2021 ; RP 2017 ; IGN.

3.2.2. Analyses inter-aires urbaines

Le tableau 4 présente les résultats des estimations pour la spécification inter-aires urbaines (équation 2), en introduisant d'abord les effets fixes « aires urbaines » puis les effets fixes « aires urbaines×mois » et enfin les tendances linéaires par aire urbaine.

On observe, en ligne avec les prédictions du modèle Rosen-Roback, l'association positive entre le revenu (et donc la productivité) et les prix immobiliers. Lorsque tous les contrôles sont inclus (col. 4) on constate, après l'apparition de la crise de la Covid-19, une diminution relative des prix dans les aires urbaines où les revenus sont élevés, par rapport aux aires urbaines où ils le sont moins. Si les aires urbaines qui affichent

un fort dynamisme économique (mesuré par le revenu des ménages) restent très attractives et font donc l'objet d'une forte demande immobilière, ces phénomènes sont moins prononcés après l'apparition de la Covid-19. Cela suggère une possible inflexion dans les préférences, les aires urbaines à la dynamique plus modeste présentant un nouvel attrait. Il est vraisemblable que des prix immobiliers initialement plus faibles génèrent une demande plus importante contribuant, à terme, à accroître les prix sur ces marchés.

En revanche, nos résultats ne montrent pas de variations de prix qui seraient expliquées par les variables d'aménités naturelles suite à l'apparition de la Covid-19. La variable « part de rivières et fleuves » n'est jamais significative, et l'effet significatif de la variable « Covid×Part

Tableau 4 – Régressions au niveau de l'aire urbaine

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Revenu médian (€)	0.0110*** (0.0008)			
Part de rivières et fleuves (%)	1.1918 (0.9562)			
Part d'espaces naturels (%)	0.0053 (0.0538)			
Covid × Revenu médian	0.0002 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0006** (0.0003)
Covid × Part de rivières et fleuves	0.2528 (0.4148)	0.0699 (0.3080)	0.0787 (0.3065)	0.5717 (0.4539)
Covid × Part d'espaces naturels	-0.0248 (0.0244)	-0.0704*** (0.0186)	-0.0662*** (0.0183)	-0.0019 (0.0227)
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine × mois	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire aire urbaine	Non	Non	Non	Oui
Observations	46 976	46 976	46 973	46 973
R ²	0.2477	0.6671	0.7264	0.7352

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à l'aire urbaine entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans l'aire urbaine est contrôlée.

Lecture : une augmentation du revenu médian dans l'aire urbaine de 1 000 € est associée à une augmentation des prix de 11 %.

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; Corine Land Cover 2018.

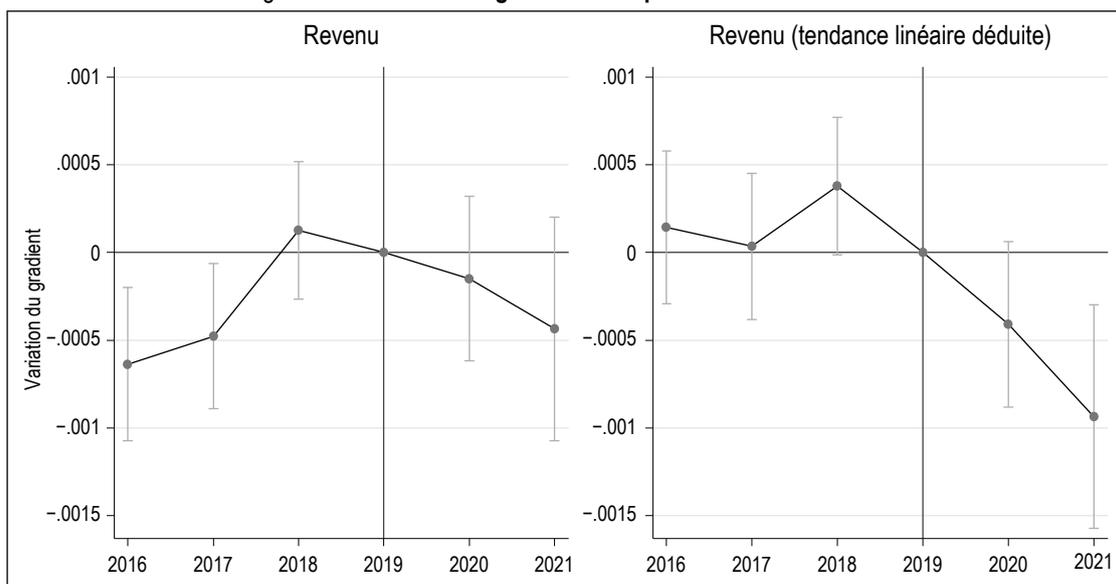
d'espaces naturels » disparaît lorsque les tendances linéaires de prix sont incluses. La présence de ces aménités naturelles ne ressort pas comme une caractéristique particulièrement déterminante dans les choix de localisation des ménages après la crise, et l'hypothèse 4 ne semble ainsi pas validée empiriquement sur les marchés immobiliers français.

Les résultats obtenus à partir des spécifications flexibles (équation 4) sont présentés dans les figures V (revenus) et VI (aménités naturelles). Comme pour l'analyse intra-aire urbaine, le modèle est estimé tout d'abord sans, puis avec contrôle de leurs tendances (linéaires) de prix avant la Covid-19, ce qui correspond, respectivement, aux contrôles des colonnes 3 puis 4 du tableau 4.

On observe d'abord que le gradient associant positivement les prix et les revenus avait tendance à augmenter assez linéairement jusqu'en 2018, se stabilise entre 2018 et 2019 et diminue fortement après cette date (figure V). Une fois éliminée la tendance linéaire préalable, la baisse du gradient à partir de 2020 est encore plus forte. Cela confirme les résultats précédents par rapport à l'hypothèse 3.

En revanche, nous n'observons pas de rupture dans les gradients associés aux aménités naturelles de l'aire urbaine (figure VI) : la tendance à la baisse du gradient associé à la part d'espaces naturels se poursuit après 2020 et le gradient associé à la part de rivières apparaît assez constant tout au long de la période. Comme le suggéraient les résultats des estimations précédentes, l'évolution des

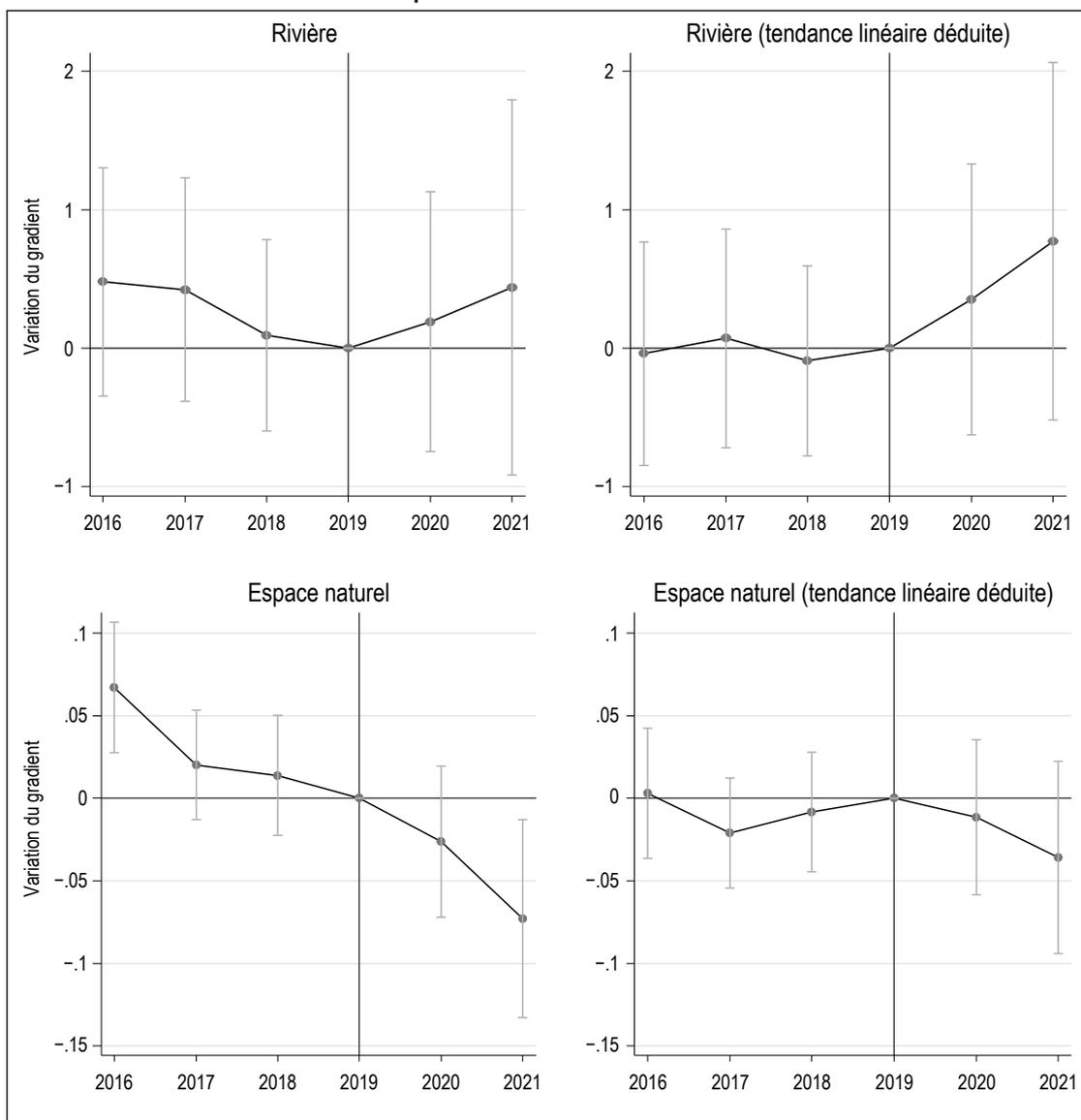
Figure V – Variation des gradients des prix associés au revenu



Note : les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les trois premiers mois de 2020 ont été supprimés.

Sources : DVF 2016-2021 ; RP 2017.

Figure VI – Variation des gradients des prix associés à la part de rivières et d'espaces naturels dans l'aire urbaine



Note : les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les trois premiers mois de 2020 ont été supprimés.
Sources : DVF 2016-2021 ; Corine Land Cover 2018.

prix en fonction de la présence de ces aménités naturelles au sein de l'aire urbaine ne change pas substantiellement après l'apparition de la Covid.

3.3. Robustesse

Dans l'analyse menée jusqu'à maintenant, nous avons examiné les effets potentiels de la crise Covid après mars 2020, c'est-à-dire le début du premier confinement. Mais l'effet de la Covid sur les prix des logements est peu susceptible de s'être matérialisé dans les deux premiers mois de la période, à la fois en raison du confinement et des délais de signature des transactions immobilières. Toutefois, nous estimons un effet moyen sur la période allant jusqu'en juillet 2021 ce qui n'implique donc pas nécessairement que

l'effet ait débuté dès avril. Il est par ailleurs peu probable que les estimations soient influencées par l'inclusion ou non des transactions ayant eu lieu pendant le confinement dans la mesure où ces transactions ont été peu nombreuses : le nombre moyen de transactions par commune a ainsi baissé de 53 % en avril 2020 par rapport à avril 2019. Néanmoins, pour vérifier la robustesse des résultats à l'exclusion de transactions peu susceptibles d'avoir été affectées par la pandémie, nous ré-estimons nos équations en décalant le début de la période Covid en juin 2020, ce qui correspond au mois qui suit la fin du premier confinement. Les résultats, présentés en annexe, montrent que ce changement de date ne modifie pas les résultats.

Nous effectuons également des tests « placebo ». Ces tests consistent à évaluer l'effet de pandémies fictives qui auraient eu lieu en 2017, 2018 et 2019 en se restreignant aux transactions ayant eu lieu avant 2020. L'idée est que ces pandémies fictives ne devraient pas avoir d'effet significatif sur la dynamique des prix. Nous estimons les mêmes spécifications que celles présentées dans la colonne 5 du tableau 3 pour les communes, et de la colonne 4 du tableau 4 pour les aires urbaines, en faisant varier la date de début de la pandémie entre 2017 et 2019. Les résultats (voir en annexe) ne font apparaître – de manière rassurante – aucune variation significative au seuil de 5 % dans la dynamique des prix après ces pandémies fictives.

* *
*

Dans cet article, nous avons cherché à explorer la façon dont la pandémie a affecté les choix de localisation des ménages et les marchés immobiliers résidentiels en France. Les résultats montrent qu'à l'échelle intra-aire urbaine, les prix ont relativement plus augmenté dans les zones les moins denses, ainsi que dans les zones les plus éloignées des centres d'aires urbaines, après l'apparition de la Covid-19, suggérant que les ménages recherchent plus d'espace et valorisent moins les externalités positives qui peuvent être produites par une densité élevée. À l'échelle inter-aire urbaine, le niveau de productivité, capté par le niveau de revenu, explique également en partie les différences dans les variations de prix. En revanche, nous ne trouvons pas d'effet significatif du niveau d'aménités.

Nos résultats vont donc dans le sens attendu des hypothèses 1 et 2 selon lesquelles les prix de l'immobilier diminuent au centre et augmentent en périphérie des aires urbaines, là où les densités de population sont plus faibles. Ils rejoignent ceux de Gupta *et al.* (2021) et de Ramani & Bloom (2021) sur données américaines. Les premiers montrent effectivement que la crise a entraîné une baisse des prix des logements et des loyers dans les centres-villes et une hausse des prix dans les zones éloignées du centre (aplatissant ainsi cette relation entre distance au centre et prix dans la plupart des zones métropolitaines américaines). Les seconds montrent, dans les grandes villes américaines, un déplacement (qu'ils appellent *donut effect*) de la demande immobilière des ménages des centres-villes denses vers des localisations suburbaines de plus faible densité.

Nos estimations vont également dans le sens de l'hypothèse 3 selon laquelle les prix augmentent dans les agglomérations à plus faible productivité. Ce résultat est en ligne avec ceux de Brueckner *et al.* (2021) qui montrent, sur données américaines, une pression à la baisse, consécutive à la crise sanitaire et au développement du télétravail, sur les prix des logements dans les villes à forte productivité. En revanche, l'hypothèse 4 selon laquelle les prix tendraient à augmenter dans les agglomérations présentant un certain niveau d'aménités naturelles ne se vérifie pas dans nos estimations. Nous nous éloignons donc sur ce point des résultats de Brueckner *et al.* (2021) montrant que les prix des logements ont augmenté dans les villes fortement dotées en aménités et baissé dans les villes qui en sont démunies. Toutefois, les auteurs mobilisent pour les aménités naturelles une batterie plus riche d'indicateurs (différences de températures, de précipitations, proximité des océans, etc.). Or une partie d'entre eux n'est pas disponible à l'échelle d'analyse qui est la nôtre. Nous ne pouvons donc exclure que les aménités que nous considérons ne sont pas nécessairement celles dont le changement de valorisation a été le plus fort.

Notre exploration présente également d'autres limites que nous devons souligner. Notamment, nous avons considéré que la pandémie avait pu affecter la demande immobilière principalement à travers deux facteurs : par la hausse du recours au télétravail et par des changements de préférences liés aux confinements successifs. Cela nous a permis de dégager un nombre limité d'hypothèses qui ont ensuite pu être testées. Cela n'épuise cependant pas les effets que la pandémie a pu avoir sur des comportements en lien avec la demande immobilière : par exemple, la peur des contaminations a pu augmenter les coûts psychologiques du transport. Dans ce cas, les ménages opteraient pour des localisations peu éloignées du centre ou privilégieraient l'usage d'un véhicule privé, avec un coût additionnel. Cela pourrait alors atténuer les évolutions du gradient des prix le long de l'espace urbain. Il ne nous est pas non plus possible de distinguer les effets respectifs des deux facteurs potentiels, ni d'affirmer que ce sont précisément ceux-ci qui expliquent les évolutions de prix observées. Autant que des changements directement induits par la crise, il est possible que des changements sociétaux plus profonds, notamment dans les équilibres entre vie familiale et vie professionnelle, contribuent à une partie des évolutions. Si tel est le cas, la crise sanitaire a pu avoir agi comme un accélérateur, amenant les ménages à concrétiser des projets de mobilité qu'ils considéraient déjà avant la Covid.

Sous ces réserves, il semblerait que l'on assiste, à l'échelle intra-aire urbaine, à un renforcement du phénomène de périurbanisation déjà en cours depuis plusieurs décennies. L'effet observé sur les prix des marchés résidentiels des communes distantes et peu denses laisse penser que ce sont en premier lieu des individus pouvant télétravailler, souvent cadres et dotés d'un fort capital économique et culturel, qui ont afflué vers les communes périurbaines. Dès lors, en plus d'un effet sur les prix immobiliers, ces évolutions potentielles dans la composition sociale des habitants peuvent avoir à terme des conséquences sur la dynamique économique globale des communes. Cela peut déboucher sur des processus de gentrification, avec un accroissement des inégalités et un renforcement de l'exclusion des catégories sociales les plus fragiles. Néanmoins, si des populations relativement aisées arrivent dans des communes où des populations moins aisées peuvent rester malgré une dynamique de prix à la hausse, par exemple

grâce au logement social, cela pourrait favoriser la mixité sociale.

À l'échelle inter-aire urbaine, le rattrapage des prix immobiliers des villes où la productivité est la plus faible laisse envisager un rééquilibrage économique et social à une échelle plus large : des territoires qui pouvaient être en perte de vitesse économique pourraient être redynamisés par l'arrivée d'une nouvelle population. Néanmoins, notre analyse ne permet pas à ce stade d'observer finement les effets d'une recomposition sociale des communes ou des aires urbaines. De plus, il est difficile de savoir si les changements observés sur la période étudiée se confirmeront à plus long terme ou s'ils ne sont que temporaires : nos données s'arrêtent en juillet 2021, à un moment où la pandémie n'était pas terminée et où les recommandations gouvernementales concernant le télétravail avaient toujours cours. Il faut donc se demander si les changements observés dureront au-delà de la pandémie, et s'ils affecteront la dynamique des inégalités socio-spatiales. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ahlfeldt, G., Roth, D. & Seidel, T. (2018). The Regional Effects of Germany's National Minimum Wage. *Economics Letters*, 172, 127–130. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.08.032>
- Angrist, J. & Pischke, J. (2008). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press.
- Alonso, W. (1964). *Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bergeaud, A., Eyméoud, J.-B., Garcia, T. & Henricot, D. (2022). Working From Home and Corporate Real Estate. *LIEPP Working Paper*. <https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03548889>
- Brajon, D. & Leroi, P. (2022). Le télétravail s'installe durablement. L'Institut Paris Région, *Note rapide* N° 930. https://www.institutparisregion.fr/fileadmin/NewEtudes/000pack2/Etude_2728/NR_930_web.pdf
- Breuil, M., Le Gallo, J., & Verhaci, A. (2022). Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France? *Economie & Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 57–73 (ce numéro).
- Bricongne, J.-C., Meunier, B. & Pouget, S. (2021). Web Scraping Housing Prices in Real-time: the Covid-19 Crisis in the UK. Banque de France, *Working Paper* N° 827. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3916196>
- Brueckner, J., Kahn, M. & Lin, G. (2021). A New Spatial Hedonic Equilibrium in the Emerging Work-from-Home Economy. *NBER Working Paper* N° 28526. <https://doi.org/10.3386/w28526>
- Cheung, K., Yiu, E. & Xiong, C. (2021). Housing Market in the Time of Pandemic: A Price Gradient Analysis from the COVID-19 Epicentre in China. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(3), 1–17. <https://doi.org/10.3390/jrfm14030108>
- Duc, C. & Souquet, C. (2020). L'impact de la crise sanitaire sur l'organisation et l'activité des sociétés. *Insee Première* N° 1830, décembre. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4994488>
- Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M. & vom Berge, P. (2022). Reallocation Effects of the Minimum Wage. *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 267–328. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab028>
- Egami, N. & Yamauchi, S. (2021). Using Multiple Pre-treatment Periods to Improve Difference-in-Differences and Staggered Adoption Designs. *Working Paper*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2102.09948>
- France Stratégie (2022). Les villes moyennes, un pilier durable de l'aménagement du territoire ? *La note d'analyse*, janvier 2022. <https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2022-na107-villes-moyennes-janvier.pdf>

- Gupta, A., Mittal, V., Peters, J. & Van Nieuwerburgh, S. (2022).** Flattening the Curve: Pandemic Induced Revaluation of Urban Real Estate. *Journal of Financial Economics*, 146(2), 594–636. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.10.008>
- Huang, N., Pang, J. & Yang, Y. (2021).** COVID-19 and the Urban Housing Market in China. *Working Paper SSRN*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3642444>
- Liu, S. & Su, Y. (2021).** The Impact of the COVID-19 Pandemic on the Demand for Density: Evidence from the U.S. Housing Market. *Economics Letters*, 207, 110010. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.110010>
- McFadden, D. (1977).** Modeling the Choice of Residential Location. *Transportation Research Record*. <https://onlinepubs.trb.org/Onlinepubs/trr/1978/673/673-012.pdf>
- Mills, E. S. (1967).** An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area. *American Economic Review*, 57, 97–210. <https://www.jstor.org/stable/1821621>
- Monras, J. (2019).** Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence. *Journal of Labor Economics*, 37(3), 853–904. <https://doi.org/10.1086/702650>
- Mora, R. & Reggio, I. (2019).** Alternative Diff-in-Diffs Estimators with Several Pretreatment Periods. *Econometric Reviews*, 38(5), 465–486. <https://doi.org/10.1080/07474938.2017.1348683>
- Muth, R. F. (1969).** *Cities and Housing. The Spatial Pattern of Urban Residential Land Use*. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Qian, X., Qiu, S., Zhang, G. (2021).** The impact of COVID-19 on housing price: Evidence from China. *Finance Research Letter*, 43, 101944. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.101944>
- Ramani, A. & Bloom, N. (2021).** The Donut Effect of Covid-19 on Cities. NBER *Working Paper* N° 28876. <https://doi.org/10.3386/w28876>
- Roback, J. (1982).** Wages, Rents, and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257–1278. <https://www.jstor.org/stable/1830947>
- Rosen, K. T. (1979).** A Regional Model of Multifamily Housing Starts. *Real Estate Economics*, 7, 63–76. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00195>
-

ANNEXE

ANALYSES DE ROBUSTESSE

Tableau A1 – Régression au niveau de la commune (début en juin 2020)

Variabes	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)
Densité	0.0016*** (0.0003)				
Distance au centre de l'AU	-1.1553*** (0.0326)				
Covid × Densité	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
Covid × Distance au centre de l'AU	0.0093 (0.0133)	0.0062 (0.0125)	0.0337** (0.0164)	0.0434*** (0.0168)	0.0699*** (0.0236)
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes communes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Date × Aire urbaine	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Mois × Commune	Non	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire commune	Non	Non	Non	Non	Oui
Observations	193 173	193 162	193 162	187 031	187 031
R ²	0.2255	0.5083	0.5121	0.6352	0.6522

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à la commune entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans la commune est contrôlée.
Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017.

Tableau A2 – Régression au niveau de l'aire urbaine (début en juin 2020)

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Revenu médian (€)	0.0111*** (0.0008)			
Part de rivières et fleuves (%)	1.2033 (0.9582)			
Part d'espaces naturels (%)	0.0041 (0.0538)			
Covid × Revenu médian	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0009*** (0.0003)
Covid × Part de rivières et fleuves	0.2292 (0.4689)	0.1459 (0.3552)	0.2183 (0.3590)	0.7554 (0.4792)
Covid × Part d'espaces naturels	-0.0216 (0.0263)	-0.0768*** (0.0200)	-0.0757*** (0.0198)	-0.0192 (0.0236)
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine × Mois	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire aire urbaine	Non	Non	Non	Oui
Observations	46 976	46 976	46 973	46 973
R ²	0.2477	0.6671	0.7264	0.7353

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à l'aire urbaine entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans l'aire urbaine est contrôlée.
Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; Corine Land Cover 2018.

Tableau A3 – Tests placebo

	Communes		
	2019	2018	2017
Période × Densité	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0001)
Période × Distance au centre	-0.0364 (0.0283)	0.0268 (0.0343)	0.0184 (0.0282)
Observations	136 607	136 607	136 607
R^2	0.6862	0.6862	0.6862
	Aires urbaines		
	2019	2018	2017
Période × Revenu médian	-0.0004 (0.0003)	0.0006* (0.0003)	0.0000 (0.0003)
Période × Part de rivières et fleuves (%)	0.0602 (0.4041)	-0.2532 (0.5066)	0.1060 (0.4426)
Période × Part d'espaces naturels (%)	0.0185 (0.0256)	0.0250 (0.0288)	-0.0353 (0.0238)
Observations	34 937	34 937	34 937
R^2	0.7649	0.7649	0.7649

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à la commune pour les estimations au niveau des communes et à l'aire urbaine pour les estimations au niveau des aires urbaines entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement interprétables. Les variables de contrôle correspondent à celles de la colonne (4) du tableau 3 (resp. 4) pour les estimations au niveau des communes (resp. aires urbaines). Les transactions postérieures au 31 décembre 2019 sont supprimées. La variable « Période » correspond à une date de traitement fictive commençant au début de l'année indiquée en haut de chaque colonne.

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; Corine Land Cover 2018.