

Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ?

Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?

Marie-Laure Breuillé *, Julie Le Gallo * et Alexandra Verhiac **

Résumé – L’impact potentiel de la crise de la Covid-19 sur la mobilité résidentielle a été largement commenté dans les médias. Pour en explorer les effets en France, nous reconstruisons des flux d’intentions de mobilité sur la base d’estimations immobilières de propriétaires et d’acheteurs sur la plateforme MeilleursAgents entre janvier 2019 et septembre 2021. Nous analysons, à l’aide de modèles logit simples et emboîtés, la façon dont la pandémie a influencé les projets de déménagement des ménages des zones urbaines et rurales. Nos résultats montrent que, passé le choc du premier confinement au printemps 2020, le souhait de migrer vers des municipalités rurales ou vers d’autres aires d’attraction a augmenté à mesure que la pandémie et les mesures restrictives se poursuivaient et a été particulièrement prononcé après la fin du troisième et dernier confinement.

Abstract – Much has been written about the potential effect of the COVID-19 crisis on residential mobility. To explore its effects in France, we reconstruct flows of mobility intentions based on owner and buyer estimates on the platform MeilleursAgents from January 2019 to September 2021, and we analyze, using logit and nested logit models, how the pandemic has changed the probability that individuals from both urban and rural intend to relocate. Our results show that, after a time of shock during the first lockdown in spring 2020, the desire to migrate, either to rural municipalities or to other catchment areas, increased as the pandemic and the restrictive measures continued, and was particularly pronounced after the end of the third and last lockdown.

JEL : C35, R23

Mots-clés : Covid-19, données de plateforme, choix du lieu de résidence, modèles de choix discret, immobilier

Keywords: COVID-19, platform data, residential location choice, discrete choice models, real estate

* CESAER UMR1041, INRAE, Institut Agro, Université de Bourgogne Franche-Comté ; ** Meilleurs Agents. Correspondance : marie.breuille@inrae.fr

Ce travail a bénéficié du soutien financier du Plan Urbanisme Construction Architecture (PUCA). Nous remercions deux rapporteurs anonymes, et Hélène Bouscasse, Camille Grivault, Barbara Castillo Rico, Thomas Lefebvre, Hélène Milet, Eva Simon et Pierre Vidal pour leurs précieux commentaires, ainsi que les participants aux Journées de Méthodologie Statistique 2022 (Insee), au Séminaire CREM 2022 et à la conférence AFSE 2022.

Reçu en décembre 2021, accepté en juillet 2022. Traduit de "Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?" 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: Breuillé, M.-L., Le Gallo, J. & Verhiac, A. (2022). Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 57–73. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2084

En France, depuis le premier confinement instauré en mars 2020 afin d'enrayer la pandémie de Covid-19, l'exode urbain est devenu un sujet très commenté dans la presse : les ménages souhaiteraient désormais vivre dans des maisons plus grandes, avec de grands espaces verts, dans des zones moins peuplées. Selon une enquête menée par la plateforme immobilière en ligne MeilleursAgents en 2021¹, parmi les personnes qui ont changé de résidence principale depuis juillet 2020 ou qui prévoient de le faire avant janvier 2022, la moitié a modifié ses critères de recherche pour avoir un jardin (39 %), être plus proches de la nature (34 %) ou vivre dans une ville plus petite (19 %).

L'attrait des zones rurales n'est cependant pas un phénomène nouveau. Sur les trente dernières années, un rapport de l'Observatoire des Territoires (2018) conclut que la concentration de la population a baissé en France, les grands centres ayant perdu de l'attrait et les régions environnantes attirant de nouveaux habitants. Selon D'Alessandro *et al.* (2021), la croissance annuelle moyenne de la population entre 2007 et 2017 était de 0.66 % dans les zones rurales mais de seulement 0.38 % dans les zones urbaines. L'attrait des zones rurales semble néanmoins se limiter principalement aux villes des banlieues rurales : en 2017, 26.9 % des personnes ayant déménagé d'une zone urbaine vers une zone rurale se sont installées dans la zone d'attraction d'une ville-centre (D'Alessandro *et al.*, 2021).

Par ailleurs, bien que la mobilité résidentielle annuelle soit plus élevée en France qu'en Europe en moyenne (11 % de la population française déménage chaque année, contre 9 % en Europe), un rapport de l'Observatoire des Territoires (2018) indique que les ménages se déplacent de moins en moins loin depuis 1990, et les trois quarts déménagent vers un lieu proche de leur résidence initiale (dans le même département). Ce rapport montre également que le taux de mobilité diminue avec l'âge, augmente avec le niveau d'éducation, et que certaines catégories (cadres et professions intellectuelles, professions scientifiques et professions intermédiaires) ont tendance à aller plus loin que d'autres catégories (employés, artisans, commerçants et chefs d'entreprise). Les contraintes liées au marché du logement limitent plus ou moins les options des différentes catégories, ce qui peut renforcer la ségrégation sociale.

En 2019, une enquête de l'IFOP² montrait que 57 % des personnes vivant dans les zones urbaines souhaitaient les quitter. Trois obstacles

principaux les empêchaient de faire le grand saut, notamment le manque de services (pour 60 %), le manque d'infrastructures de transport (pour 53 %) et les difficultés d'accès à l'emploi (pour 46 %). Depuis la crise de la Covid-19, le télétravail, d'abord généralisé et obligatoire pendant le premier confinement puis utilisé de façon plus ponctuelle selon des arrangements entre travailleurs et employeurs, pourrait lever ce troisième obstacle à l'exode urbain, au moins partiellement³. Depuis mars 2020, MeilleursAgents constate une augmentation de 13 % du volume des transactions dans les zones rurales⁴. Cette tendance apparaît également dans l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel⁵ : en 2020, Paris a connu une baisse des prix, contrairement aux zones rurales où les prix ont augmenté davantage que dans les plus grandes villes. La hausse des prix concerne principalement les banlieues rurales⁶ (+9.7 % en 2020) et les zones rurales comptant de nombreuses résidences secondaires.

Peut-on pour autant parler d'un exode urbain depuis la crise de la Covid-19 ? La façon dont la crise de la Covid-19 a modifié les déterminants de la mobilité résidentielle est évidemment un sujet émergent dans la littérature. D'après les microdonnées du panel de crédit à la consommation de la Réserve fédérale de New York et d'Equifax, Li & Su (2021) observent que, depuis la pandémie de Covid-19, les Américains se sont déplacés à la fois depuis les environs immédiats et denses des centres villes vers des banlieues plus éloignées et moins denses, et depuis des zones (*metropolitan statistical areas* ou MSAs) à forte densité de population vers des zones à faible densité de population, contrebalançant ainsi en partie le tri spatial. Ils utilisent ensuite un modèle d'équilibre spatial pour analyser les effets bénéfiques de ces changements de migration. Ramani & Bloom (2021) utilisent à la fois les données issues des changements d'adresse fournies par le service postal américain pour estimer les tendances de migration, et les loyers et indices de prix immobiliers du site Zillow

1. Enquête Toluna pour MeilleursAgents, menée du 5 au 11 juillet 2021 auprès de 2 722 personnes représentatives de la population française, dont 1 133 ayant déménagé ou comptant le faire.

2. <https://www.ifop.com/publication/le-retour-a-la-campagne/>

3. Dans l'enquête Toluna, MeilleursAgents indique qu'environ 50 % des travailleurs envisagent de poursuivre en télétravail après la pandémie. Toutefois, 60 % d'entre eux souhaitent ne pas travailler à distance plus de deux jours par semaine et seulement 19 % souhaitent travailler à distance à plein temps.

4. Conférence de presse de MeilleursAgents en 2021 : « Quelles sont les nouvelles tendances pour le marché immobilier ? » <https://backyard-static.meilleursagents.com/pres/6b615242cec200af47aec27515746e25a8174bf6.pdf>

5. Indice des prix de l'immobilier de MeilleursAgents, 1^{er} septembre 2021.

6. Les banlieues rurales sont des villes rurales qui font partie de l'aire d'attraction des villes de plus de 50 000 habitants.

pour représenter la demande immobilière. Selon eux, les quartiers d'affaires (*Central Business Districts*, CBD) et les zones denses connaissent une baisse relative des prix par rapport aux zones moins denses. Ils y voient un « effet beignet » (*donut effect*) pour les prix, qui semble se limiter aux villes très peuplées et denses. De plus, ils concluent que les migrations sont moins fréquentes entre zones métropolitaines qu'au sein de ces zones. En introduisant le télétravail à temps partiel et à temps plein dans leur modèle d'équilibre, ils expliquent ce phénomène par le fait que le télétravail se fait principalement à temps partiel et qu'il peut donc rester une distance importante entre domicile et lieu de travail. En d'autres termes, les ménages sont prêts à s'éloigner, mais pas trop. En s'appuyant également sur les données de Zillow, en plus des indices relatifs à la productivité, aux aménités et à l'industrie, Brueckner *et al.* (2021) ne retrouvent pas la chute des prix prévue par leur modèle dans les villes où les aménités sont peu nombreuses et où le potentiel pour le travail à domicile est très important. Ils montrent également que le télétravail engendre des pertes en capital pour les propriétaires immobiliers dans les villes à forte productivité, mais des gains en capital pour les locataires. De plus, dans la mesure où le télétravail réduit les dépenses de déplacement entre le domicile et le lieu de travail, ils concluent qu'il renforce la désutilité des endroits où les taux de criminalité sont élevés et de ceux où les impôts sont élevés, et rend les banlieues plus attrayantes.

Dans le cas de la France, les données détaillées et représentatives qui permettraient d'analyser si les déterminants de la mobilité résidentielle ont changé depuis la crise Covid-19 ne sont pas encore disponibles⁷. Pour apporter un début de réponse à cette question et contribuer à la littérature, nous nous tournons vers une analyse de l'évolution des intentions de déménagement des ménages depuis le début de la crise Covid-19, à partir des recherches des utilisateurs de la plateforme immobilière MeilleursAgents. L'originalité de notre article est d'exploiter, sur une période de près de trois ans (de 2019 à 2021), les traces laissées par les utilisateurs lors du traitement de leurs données pour obtenir des informations sur l'endroit où ils souhaitent s'installer, en fonction de leur lieu de résidence actuel. Nous reconstruisons 100 193 flux d'intentions de mobilité résidentielle pour les utilisateurs estimant en premier lieu un bien immobilier en tant que propriétaire, puis estimant un autre bien en tant qu'acheteur, en les suivant par leur identifiant d'utilisateur. Les données de ces

estimations en ligne fournissent, pratiquement en temps réel, le prix, la localisation ainsi que des informations sur les caractéristiques des logements estimés tant par les acheteurs que par les vendeurs potentiels.

Sur la base de ces données, nous estimons d'abord des modèles logit binaires, en séparant les résidents urbains et les résidents ruraux, pour deux variables dépendantes différentes : la probabilité de rester dans la même aire d'attraction⁸ et la probabilité de choisir une destination urbaine. Nous estimons ensuite des modèles logit emboîtés, en séparant ici aussi les échantillons urbains et ruraux, pour analyser leurs intentions selon une séquence où les résidents choisissent d'abord s'ils souhaitent rester dans la même aire d'attraction ou aller vers une autre puis, dans chaque alternative, aller vers une ville urbaine ou rurale. Dans ces modèles, « l'effet Covid » est capté par la date de la recherche sur la plateforme.

Nous montrons que la pandémie a modifié l'intention de déménager, par le choix à la fois de l'aire d'attraction et de l'emplacement sur le gradient urbain-rural. « L'effet Covid » varie selon la phase de la pandémie, les autres aires d'attraction et les villes rurales ayant le plus d'attrait après la fin du dernier confinement. De plus, depuis mars 2020, si l'on compare la probabilité des intentions de déménagement avant et après la crise de la Covid, les probabilités (odds ratio) pour un résident urbain de rechercher une résidence dans une ville urbaine plutôt que rurale sont 0.923 fois plus faibles, passant même à 0.644 s'il s'agit d'un résident de pôle urbain recherchant une résidence dans ce même pôle, tandis que la crise n'a aucun impact sur le choix d'un résident rural.

Le reste de l'article est organisé comme suit. Nous présentons les données dans la section 1 et la méthodologie à la section 2. Dans la section 3, nous analysons les résultats des modèles de choix discret. Enfin nous concluons et mettons en évidence les défis à relever pour les travaux futurs.

7. De nouvelles données du recensement et de l'enquête Logement, nécessaires pour comparer la mobilité résidentielle depuis la crise Covid à celle de la situation pré-Covid, ne seront disponibles que plusieurs années après le début de la crise.

8. Ce zonage, qui est cohérent avec ceux utilisés par Eurostat et par l'OCDE, est utilisé comme zonage de référence depuis 2020 en France. Il divise le territoire en plus du double du nombre de « zones d'emploi », ce qui facilite une analyse plus détaillée, et inclut une catégorie « hors attraction des villes » particulièrement intéressante pour notre étude.

1. Données, échantillon et statistiques descriptives

1.1. Description des données de la plateforme

MeilleursAgents (ci-après MA) est la principale plateforme immobilière fournissant des estimations de biens en ligne en France. Elle attire 2.4 millions de visiteurs uniques par mois, qui effectuent 500 000 estimations en ligne par mois⁹. Dans la littérature académique, l'utilisation de telles données à haute fréquence est récente et prometteuse, car elle permet d'observer le comportement des utilisateurs en suivant chaque étape de leur projet d'achat de logement. Les données de la plateforme MA ont déjà été utilisées par Vidal (2021) pour analyser les mécanismes d'appariement et de formation des prix sur le marché immobilier. Van Dijk & Francke (2018), Rae & Sener (2016) et Piazzesi *et al.* (2020) exploitent également des données relatives au trafic de la plateforme pour construire des indicateurs de tension du marché et analyser sa segmentation.

Nous pouvons suivre les utilisateurs qui se connectent à la plateforme MA grâce à leur identifiant d'utilisateur, qui est nécessaire pour estimer un bien (mais pas pour consulter les annonces, par exemple). L'outil d'estimation est basé sur un formulaire dans lequel les utilisateurs indiquent leur statut (propriétaire, propriétaire-vendeur ou acheteur), les caractéristiques du logement à faire estimer et sa localisation. L'outil produit une fourchette de prix pour le logement concerné. Pour les utilisateurs qui remplissent le formulaire en tant qu'acheteur, cet outil intervient à une étape avancée de leur projet. En effet, puisque les utilisateurs ont besoin d'informations spécifiques pour remplir le formulaire, ils l'utilisent généralement pour estimer le prix d'un logement qu'ils ont visité ou qu'ils vont visiter : ils veulent se faire une idée de son prix afin de faire une offre proche du prix du marché. Par conséquent, c'est l'indicateur le plus avancé du processus d'achat que nous pouvons suivre, car il révèle une forte intention d'achat (mais n'indique pas que l'achat a effectivement eu lieu).

Afin de reconstruire des trajectoires d'intentions de mobilité, nous sélectionnons dans notre base de données les utilisateurs qui font une estimation à la fois en tant que propriétaire et en tant qu'acheteur. Nous disposons ainsi d'informations sur la localisation initiale (à partir de l'estimation en tant que propriétaire) et sur la localisation souhaitée (à partir de l'estimation en tant qu'acheteur). En outre, nous disposons d'informations sur les caractéristiques de la résidence actuelle et de celle recherchée (les caractéristiques couvertes sont détaillées en annexe).

L'échantillon comprend uniquement des propriétaires. Au-delà des conditions d'accès au crédit, des revenus ou des changements de prix prévus, le choix du statut d'occupation est influencé par la position dans le cycle de vie (voir Artle & Varaiya, 1978, pour le premier modèle théorique introduisant le cycle de vie dans les déterminants de l'accession à la propriété). Le taux d'accession à la propriété augmente fortement à mesure de la stabilisation de la situation professionnelle en début de carrière. La naissance des enfants conduit souvent les couples propriétaires à choisir une maison plus spacieuse en périphérie, avec un pic stable aux alentours de 60 ans. Le taux d'accession à la propriété varie également sur le territoire, avec une part de propriétaires plus grande dans les couronnes des pôles, les espaces périurbains peu denses que dans les centres des villes (Insee, 2017).

Nous ne pouvons pas exclure un éventuel biais de sélection lié à l'utilisation de la plateforme, que ce soit en termes de niveau d'éducation des utilisateurs ou de la distance entre la localisation de la résidence actuelle et celle recherchée¹⁰. Malheureusement, nous ne disposons pas d'informations sur les utilisateurs (par exemple leur âge ou leurs revenus), pas plus que sur leur foyer (par exemple le nombre d'enfants vivant à la maison), bien que la littérature souligne leur rôle dans l'explication des choix de mobilité résidentielle. Cependant, la taille du logement et le nombre de pièces, probablement corrélés avec la taille de la famille, peuvent en partie capter cet effet. La représentativité des données est également affectée car la plateforme MA n'est pas utilisée de façon uniforme dans toute la France, l'activité concernant principalement Paris et d'autres grandes villes. Nous devons également garder à l'esprit que le trafic enregistré sur le site augmente simultanément avec la période de notre étude.

1.2. Traitement des données de la plateforme

Nous traitons les données de notre base de plusieurs façons. Tout d'abord, nous supprimons les valeurs aberrantes, c'est-à-dire les estimations relatives aux logements très petits (moins de 9 mètres carrés) ou très grands (plus de 250 mètres carrés). En outre, nous garantissons la cohérence entre la surface et le nombre

9. Chiffres de novembre 2021.

10. La distance moyenne, calculée à partir des Fichiers détails « Migrations résidentielles des individus » de l'Insee, entre le logement précédent et le nouveau logement est de près de 80 km. Dans le même temps, selon une étude menée par CSA Research pour CODIS France et publiée en 2019, la distance moyenne entre le logement précédent et le nouveau logement (pour les locataires comme pour les propriétaires) est de 118 km, quel que soit le canal par lequel ils ont déménagé (plateforme, agence immobilière locale, etc.). Dans notre jeu de données sur les propriétaires, la distance moyenne se situe entre les deux, à 103 km.

de pièces. Nous supprimons également les estimations donnant un prix très bas ou très élevé, c'est-à-dire pour lesquelles le prix est inférieur à la moitié du premier centile et supérieur au double du 99^e centile des prix estimés. Enfin, pour éliminer de nos données les estimations faites par des robots, nous supprimons le centile des utilisateurs qui ont effectué le plus grand nombre d'estimations au cours de la période.

Ensuite, nous traitons les cas où un même utilisateur a réalisé plusieurs estimations. Concernant les estimations d'acheteur, si un utilisateur fait plusieurs estimations pour le même bien, nous ne gardons que la plus récente. Pour les estimations de propriétaires, si un utilisateur fait plusieurs estimations pour la même adresse dans la même ville (ou pour une autre adresse mais dans une zone identique, ou pour un logement ayant le même nombre de pièces), nous gardons la plus ancienne car elle représente la première intention de déménager. Si un utilisateur a effectué plusieurs recherches au cours du même mois, nous ne gardons que la dernière estimation car nous déduisons que les précédentes visites faites par l'utilisateur n'ont pas abouti. Puis, parmi tous les types de biens qu'il est possible d'estimer (résidence principale, résidence secondaire, logement détenu à des fins d'investissement), nous ne gardons que les estimations faites pour les résidences principales¹¹.

À l'issue de ces traitements, nous gardons toutes les estimations de propriétaires (avec et sans intention de déménager) et nous les fusionnons avec les estimations d'acheteurs pour chaque identifiant d'utilisateur. Par conséquent, nous disposons d'informations concernant l'estimation de propriétaires (emplacement et caractéristiques de la résidence principale) et l'estimation d'acheteurs (emplacement et caractéristiques pour la résidence principale, ainsi que pour le bien souhaité¹²). Dans la base de données, chaque ligne lie donc une estimation faite en tant que propriétaire à une estimation faite en tant qu'acheteur par un même utilisateur.

Enfin, afin d'écartier les recherches à des fins d'investissement, nous avons supprimé les observations pour lesquelles la taille du bien actuel était trop différente de celle du bien souhaité. Nous avons également supprimé les valeurs extrêmes, c'est-à-dire celles du premier centile (écart de surface inférieur à -157 mètres carrés) et du dernier centile (écart de surface supérieur à 132 mètres carrés).

Notre base de données finale contient des estimations de propriétaire faites entre le 22 février 2012

et le 20 septembre 2021, liées à des estimations d'acheteur faites entre le 1^{er} janvier 2019 et le 20 septembre 2021, ce qui recouvre des périodes de durées relativement similaires avant et après le début de la pandémie.

1.3. Caractéristiques de la localisation

Pour répondre à notre question, il faut savoir si le bien (initial ou désiré) est situé dans une zone rurale ou urbaine. Pour ce faire, nous utilisons le zonage rural de l'Observatoire des Territoires¹³, qui répartit les communes françaises entre 4 193 communes urbaines et 30 772 communes rurales sur la base de la grille communale de densité de l'Insee. Les figures S1-1 et S1-2 de l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article) cartographient la couverture territoriale de nos estimations de propriétaires et d'acheteurs.

Nous utilisons également le zonage des aires d'attraction de l'Insee¹⁴ pour caractériser de façon plus précise la mobilité souhaitée, en tenant compte de la zone d'influence des grandes villes françaises. Une aire d'attraction est un ensemble de municipalités situées dans un même bloc et sans enclaves, qui définit l'étendue de l'influence d'une population et d'un pôle d'emploi sur les municipalités environnantes, cette influence étant mesurée par l'intensité des déplacements entre le domicile et le lieu de travail. À l'intérieur d'une aire d'attraction se trouvent un « pôle » et une « couronne ». Le « pôle » est déterminé par rapport aux seuils de densité de population et de niveau d'emploi. Parmi les villes qui appartiennent au pôle, la ville la plus peuplée est la « commune centre ». Les autres municipalités dont au moins 15 % des travailleurs ont un emploi dans le pôle constituent la « couronne » de la zone concernée. La figure S2-1 de l'Annexe en ligne cartographie cette répartition dans 699 « aires d'attraction des villes » (selon la définition de l'Insee) en fonction de l'intensité des déplacements entre domicile et bassin d'emploi pour un même utilisateur. En outre, les aires d'attraction sont

11. Comme cela ne fournit aucune information sur l'intention de déménager, nous avons également supprimé les liens lorsque des estimations de propriétaires et d'acheteurs sont faites pour le même logement, ce qui pourrait provenir du même utilisateur faisant divers tests. Cependant, nous avons conservé ces utilisateurs dans la base de données lorsqu'ils font estimer d'autres biens.

12. Nous partons de l'hypothèse que l'utilisateur type fait estimer en premier lieu la valeur du bien qu'il possède afin de se faire une idée approximative de son budget maximal avant de commencer à chercher un nouveau logement, puis fait estimer les logements qu'il visite afin de s'assurer que leur prix n'est pas excessif. Cependant, nous ne pouvons pas exclure complètement le cas d'un utilisateur qui effectuerait d'abord une estimation en tant qu'acheteur, puis en tant que propriétaire.

13. <https://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/typologie-urbain-rural>

14. Aire d'attraction des villes

classées en fonction de la taille de leur population (voir Annexe en ligne, Figure S2-2).

Par ailleurs, nous caractérisons les municipalités à l'aide d'un large éventail de données socioéconomiques basées sur des données de l'Insee, en particulier le revenu médian de la population, les niveaux de services et d'équipements, la répartition de la population par âge et la structure du parc de logements¹⁵. La liste de toutes les variables est fournie en annexe.

1.4. Statistiques descriptives

Notre base de données contient 100 193 observations sur les intentions de déménagement du 01/01/2019 au 20/09/2021. Ces observations sont réparties en 83 991 observations correspondant aux utilisateurs qui habitent initialement dans une commune urbaine et 16 202 observations correspondant aux utilisateurs qui habitent initialement dans une commune rurale. Les données portent sur 80 662 utilisateurs différents, dont 66 507 utilisateurs avec un lien unique et 14 155 utilisateurs avec plusieurs liens. Le tableau 1 montre que 40.5 % des recherches de notre échantillon ont été effectuées entre janvier 2019 et l'annonce du premier confinement (le 12 mars 2020) et 59.5 % après cette date. Nous décomposons le calendrier postérieur au début de la pandémie en six périodes marquées par les confinements (voir annexe 1). Notre échantillon se divise en 2.6 %, 4.5 % et 4.4 % respectivement

durant chacun des trois confinements, 18.4 % au cours de la période intermédiaire entre les deux premiers confinements, 13.6 % au cours de la période intermédiaire entre les deux derniers confinements et 16 % après le dernier. Il est intéressant de constater qu'après avoir divisé le nombre d'estimations par le nombre de jours de la période considérée, le premier confinement fait figure de choc, faisant baisser de plus de moitié le nombre d'estimations acheteurs sur la plateforme. Juste après le premier confinement, ce nombre a augmenté au point de dépasser le niveau pré-Covid, avec une moyenne de 108.6 estimations par jour contre 93. Après une baisse pendant le deuxième confinement, ce nombre a continué d'augmenter jusqu'à la fin du dernier confinement, reflétant un désir de plus en plus marqué de migrer à mesure que la pandémie et les mesures restrictives se poursuivaient.

Concernant la localisation d'origine des personnes ayant l'intention de déménager, nous ne voyons quasiment aucune différence avant et après le début de la pandémie. En revanche, nous observons un effet sur le choix de la destination. Les recherches effectuées dans les zones rurales représentaient 16.7 % avant la crise Covid et ont augmenté à 20.4 % depuis le début de la pandémie. Si nous examinons le déroulé de la

15. Voir Delance & Vignolles (2017) pour une analyse des principaux facteurs qui influencent la mobilité résidentielle.

Tableau 1 – Évolution des estimations d'acheteurs selon le déroulé de la crise

	Nombre de jours	Nombre d'estimations acheteurs	% des estimations acheteurs	Nombre moyen d'estimations par jour
Avant	436	40 557	40.5	93.0
Confinement 1	60	2 572	2.6	42.9
Période intermédiaire 1	170	18 468	18.4	108.6
Confinement 2	49	4 519	4.5	92.2
Période intermédiaire 2	105	13 641	13.6	123.7
Confinement 3	33	4 400	4.4	133.3
Après	141	16 036	16.0	113.7
Total	994	100 193	100.0	

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

Tableau 2 – Évolution des estimations d'acheteurs dans les zones rurales/urbaines selon le moment de la crise

	Date de début	Date de fin	Zones rurales (%)	Zones urbaines (%)
Avant	01/01/2019	11/03/2020	16.7	83.3
Confinement 1	12/03/2020	10/05/2020	22.6	77.4
Période intermédiaire 1	11/05/2020	27/10/2020	19.8	80.2
Confinement 2	28/10/2020	15/12/2020	18.6	81.4
Période intermédiaire 2	16/12/2020	30/03/2021	20.0	80.0
Confinement 3	31/03/2021	02/05/2021	20.5	79.5
Après	03/05/2021	20/09/2021	21.5	78.5

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

crise (tableau 2), nous constatons que le taux des recherches effectuées dans les zones rurales a été le plus élevé pendant le premier confinement, avec 22.6 % des recherches. Il a ensuite légèrement diminué au cours de la période comprise entre la fin du premier confinement et la fin du deuxième confinement, tout en se maintenant au-dessus du niveau pré-Covid. Depuis, l'attrait des zones rurales persiste et croît modérément. La demande de maisons suit une tendance similaire, comme le montre le tableau 3, qui révèle un désir croissant d'habiter dans une maison.

Tableau 3 – Évolution des estimations d'acheteurs pour les appartements/maisons s'agissant du moment de la crise (%)

	Appartements	Maisons
Avant	52.7	47.3
Confinement 1	45.8	54.2
Seuil intermédiaire 1	47.0	53.0
Confinement 2	50.3	49.7
Seuil intermédiaire 2	48.6	51.4
Confinement 3	46.7	53.3
Après	47.2	52.8

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

L'analyse des intentions de migration (tableau 4) montre que les trajectoires « zone urbaine à zone urbaine » étaient largement prédominantes avant la crise, avec trois quarts des intentions, suivies par les trajectoires « zone urbaine à zone rurale » (9.2 %), « zone rurale à zone urbaine » (8 %) et « zone rurale à zone rurale » (7.5 %). Au cours du premier confinement, les intentions de mobilité « zone urbaine à zone urbaine » ont diminué à deux tiers, principalement en raison de l'augmentation

simultanée des trajectoires « zone rurale à zone rurale » et « zone urbaine à zone rurale ». La plus forte augmentation de la période concerne les intentions de migration de zone urbaine à zone rurale, qui sont passées de 9.2 % à 12.2 %.

Pour finir, nous combinons la catégorisation des aires d'attraction avec l'intention de déménager vers une zone rurale plutôt que vers une zone urbaine (tableau 5). On constate qu'avant la crise Covid, 61 % des utilisateurs visaient une ville urbaine située dans la même aire d'attraction, et ce chiffre est passé à 55.5 % dès le début de la crise.

2. Stratégie empirique

Pour analyser les intentions de migration nous utilisons des modèles logit. Les modèles de choix discret sont utilisés dans la plupart des études empiriques pour décrire et comprendre les endroits choisis par les ménages. Outre les facteurs nationaux (conditions d'emprunts, taux d'inflation, évolution démographique et contexte économique), la littérature distingue trois catégories de déterminants. La première concerne l'arbitrage entre le prix (et donc la taille du logement) et l'accessibilité de l'emploi (Waddell, 1993 ; Srour *et al.*, 2002 ; Rivera & Tiglao, 2005 ; Cornelis *et al.*, 2012). En outre, la sensibilité à la distance jusqu'au lieu de travail peut varier si le télétravail est possible (voir pour les Pays-Bas, Ettema, 2010). La deuxième catégorie de déterminants regroupe les aménités spatiales et sociales, par exemple la qualité de l'école (Pinjari *et al.*, 2009 ; Kim *et al.*, 2005 ; Bayoh *et al.*, 2006), la densité des services (Zondag & Pieters, 2005), la sécurité (Filion *et al.*, 1999), la présence d'espaces verts (Gueymard, 2006)

Tableau 4 – Analyse des intentions de migration (%)

	D'une zone rurale vers une zone rurale	D'une zone urbaine vers une zone urbaine	D'une zone rurale vers une zone urbaine	D'une zone urbaine vers une zone rurale
Avant	7.5	75.3	8.0	9.2
Confinement 1	10.4	67.3	10.1	12.2
Seuil intermédiaire 1	8.3	72.7	7.5	11.5
Confinement 2	8.1	73.6	7.8	10.5
Seuil intermédiaire 2	8.5	71.8	8.1	11.6
Confinement 3	9.2	71.4	8.1	11.3
Après	8.7	70.1	8.3	12.9

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

Tableau 5 – Évolution de l'intention de quitter ou non l'aire d'attraction, combinée avec le choix de destination zone rurale ou zone urbaine

	Aire urbaine différente		Même aire urbaine	
	Zone rurale	Zone urbaine	Zone rurale	Zone urbaine
Recherche pré-Covid	9.1	22.3	7.6	61.0
Recherche période Covid	11.8	24.1	8.6	55.5

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

ou la qualité du quartier (De Palma *et al.*, 2005, 2007 ; Goffette-Nagot & Schaeffer, 2013). La dernière catégorie de déterminants inclut les caractéristiques du ménage, c'est-à-dire ses revenus et sa taille (Waddel, 1996), ainsi que la position dans le cycle de vie (Walker & Li, 2007 ; Habib & Miller, 2007). Pour tous ces déterminants, Schirmer *et al.* (2014) notent que les préférences du ménage doivent être comparées au même niveau de choix. De fait, dans leur revue de littérature, Schirmer *et al.* (2014) soulignent que les premières études ont utilisé des modèles de choix discret à un niveau agrégé (choix de la zone), mais que les données au niveau de l'immeuble ou de l'unité devraient être privilégiées (Habib & Miller, 2009 ; Lee *et al.*, 2010).

Nous estimons deux modèles logit binaires, puis un modèle logit emboîté. Ces modèles sont estimés sur deux sous-échantillons différents, l'un pour les résidents urbains et l'autre pour les résidents ruraux. La variable dépendante est la localisation du bien souhaité, et « l'effet Covid » est capté sur la base de la date de la recherche. Nous utilisons alternativement une variable binaire qui vaut 1 si la recherche a été faite après le 12 mars 2020 (i.e. l'annonce du premier confinement), et six variables binaires correspondant aux sous-périodes définies par les confinements (voir annexe 1) ; la période pré-Covid va de janvier 2019 au début du premier confinement. Toutes les spécifications incluent de nombreuses variables décrivant la localisation d'origine et de destination. La sélection des variables est réalisée par la méthode *elastic net* (Zou & Hastie, 2005).

Le choix de localisation se fait parmi un ensemble d'alternatives mutuellement exclusives, les individus choisissant celle qui leur procure l'utilité la plus élevée. Les variables indépendantes décrivent chaque alternative en termes d'environnement socioéconomique, et de caractéristiques du logement (zone, nombre de pièces, etc.). Dans la mesure où nous ne pouvons pas observer toutes les caractéristiques des différentes alternatives, un terme d'erreur est introduit dans le modèle (Train, 2003). Le modèle logit emboîté a l'avantage de répondre au problème de l'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA) qui survient lorsque, parmi un ensemble d'alternatives, les chances de choisir A plutôt que B ne dépendent pas de la présence ou de l'absence d'une autre alternative C. Contrairement à un modèle logit multinomial, le modèle logit emboîté regroupe des alternatives dont on pense qu'elles partagent des effets non observés, ce qui définit la corrélation du terme de

perturbation violant cette hypothèse. Autrement dit, les alternatives sont regroupées de sorte que l'hypothèse IIA reste valide dans un groupe donné mais pas nécessairement sur l'ensemble des groupes. Ces modèles logit emboîtés ne peuvent être estimés que pour des alternatives en nombre limité. Il convient en outre de définir une alternative de référence, à laquelle toutes les interprétations sont relatives.

2.1. Le modèle logit simple

Considérons N personnes i qui sont confrontées à deux alternatives mutuellement exclusives. Soit y_i la variable de réponse de la personne i , avec par exemple :

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{si la personne } i \text{ a l'intention} \\ & \text{de déménager vers une zone rurale} \\ 1 & \text{si la personne } i \text{ a l'intention} \\ & \text{de déménager vers une zone urbaine} \end{cases}$$

Le modèle de choix discret est le suivant :

$$y_i = x_i' \beta + \mu_i \quad (1)$$

avec x_i le vecteur des variables explicatives, β le vecteur des paramètres et μ_i le terme d'erreur. La probabilité conditionnelle que la variable dépendante y_i prenne la valeur 1 est modélisée comme suit :

$$p_i = P(y_i = 1 | x_i) = F(x_i' \beta) \quad (2)$$

Après la transformation logistique de la fonction F qui projette $x_i' \beta$ sur l'intervalle $[0, 1]$, nous obtenons les probabilités de réponse :

$$P(y_i = 1 | x_i) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} = \frac{1}{1 + e^{-x_i' \beta}} \quad (3)$$

Nous estimons ce modèle logit par maximum de vraisemblance.

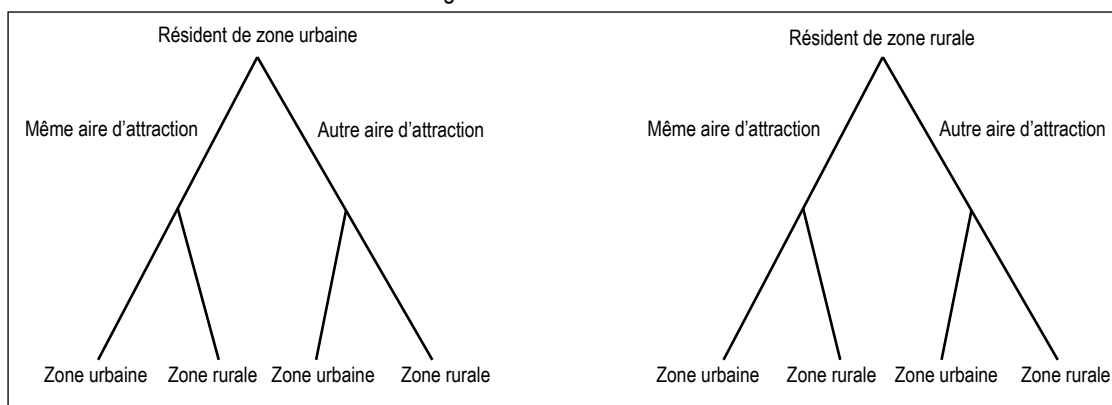
Dans la mesure où les paramètres β ne peuvent pas être directement interprétés comme des effets marginaux sur la variable dépendante y_i , nous calculons l'effet marginal d'une modification de x_{ik} pour chaque variable explicative x_k sur l'espérance de la variable de réponse y_i :

$$\frac{\partial E(y_i | x_i)}{\partial x_{ik}} = \frac{\partial P(y_i = 1 | x_i)}{\partial x_{ik}} = \frac{e^{x_i' \beta}}{(1 + e^{x_i' \beta})^2} \beta_k \quad (4)$$

2.2. Le modèle logit emboîté

Nous estimons ensuite un modèle logit emboîté, qui a l'avantage de permettre la dépendance entre les réponses en regroupant les alternatives en groupes appelés *nests* (Thureston *et al.*, 2009). Il permet une certaine corrélation des termes d'erreur au sein du même *nest*, tout en

Figure I – Arbre de décision



supposant que les termes d'erreur de différents *nests* ne sont pas corrélés. En d'autres termes, l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes est valide au sein de chaque *nest*. Le choix de localisation est tel que chaque individu choisit d'abord entre deux branches principales qui représentent le choix de rester dans la même aire d'attraction ou d'en changer ; conditionnellement à ce premier choix, une municipalité rurale ou urbaine est choisie (figure I).

Dans un cadre général (Cameron & Trivedi, 2005), avec les branches principales J indexées par j et les branches secondaires K_j indexées par k sur chaque branche principale j , la probabilité conjointe p_{jk} d'être sur la branche principale j et sur la branche secondaire k correspond à la probabilité p_j de choisir la branche principale j multipliée par la probabilité $p_{k|j}$ de choisir la branche secondaire k sous réserve d'être sur la branche principale j , soit : $p_{jk} = p_j * p_{k|j}$.

À partir de la loi d'extremum généralisée (GEV), nous obtenons :

$$p_{jk} = p_j * p_{k|j} = \frac{e^{z_j \alpha + \rho_j \rho_j}}{\sum_{m=1}^J e^{z_m \alpha + \rho_m \rho_m}} * \frac{e^{x_k \beta_j / \rho_j}}{\sum_{l=1}^{K_j} e^{x_l \beta_j / \rho_j}} \quad (5)$$

où le vecteur des variables explicatives z_j ne varie que sur les branches principales et le vecteur des variables explicatives x_{jk} varie à la fois sur les branches principales et les branches secondaires. Les vecteurs respectifs des paramètres sont α et β_j . Pour finir, ρ_j est un paramètre d'échelle égal à $\sqrt{1 - \text{Cor}[\varepsilon_{jk}, \varepsilon_{ik}]}$. Le cas où $\rho_j = 1$, ce qui correspond à l'indépendance de ε_{jk} et de ε_{ik} , correspond à un modèle logit multinomial.

3. Résultats

Nous analysons d'abord l'intention de déménager dans une autre aire d'attraction des villes. Notre variable dépendante est une variable binaire reflétant un changement « d'état »

(c'est-à-dire depuis une aire d'attraction vers une autre) de sorte que les coefficients estimés captent l'incidence des variables sur la probabilité de ce changement d'état. Le contrôle de nombreuses caractéristiques des villes d'origine et de destination permet de comprendre précisément les caractéristiques liées à la structure et à l'emplacement des logements que les ménages recherchent dans une autre aire d'attraction. La plupart des intentions de déménagement (les deux tiers) concernent la même aire d'attraction, comme le montrent les statistiques descriptives sur toute la période, ce qui reflète un profond attachement au territoire d'origine en raison de la famille, des amis ou du travail.

Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation (odds ratios) des modèles logit binaires où la variable dépendante est égale à 1 lorsque les résidents ont l'intention de rester dans la même aire d'attraction et à 0 s'ils ont l'intention de déménager dans une autre aire. Les modèles sont estimés séparément pour le sous-échantillon des résidents urbains et celui des résidents ruraux. Pour chaque sous-échantillon, nous estimons l'effet de la crise Covid-19 d'abord depuis mars 2020 globalement puis en détaillant les sous-périodes définies par les confinements. Pour un résident d'une aire urbaine, nous montrons que, depuis le début de la crise, la probabilité qu'un résident urbain recherche une résidence dans la même aire d'attraction plutôt que dans une autre aire est 0.87 fois plus faible (tableau 6, colonne 1). La pandémie a donc engendré un plus grand désir de quitter l'aire d'attraction initiale. La catégorie de la municipalité d'origine ou de destination a des effets très importants sur l'intention de rester dans la même aire d'attraction, les résidents des banlieues (origine « couronne ») étant les plus attachés à leur aire d'attraction ; elle n'a en revanche quasiment aucune incidence sur l'intensité de « l'effet Covid », comme

Tableau 6 – Probabilité de rester dans la même aire d'attraction. Résultats de l'estimation du modèle logit (odds ratios, maximum de vraisemblance)

	Origine urbaine			Origine rurale		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Recherche depuis le 12 mars 2020	0.870 ^{***} (0.019)	0.815 ^{***} (0.033)		0.892 ^{***} (0.035)	1.296 (0.222)	
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement			0.924 (0.059)			0.917 (0.098)
Recherche entre le confinement 1 et le confinement 2			0.929 ^{***} (0.026)			0.905 ^{**} (0.048)
Recherche pendant le 2 ^e confinement			0.886 ^{***} (0.045)			0.818 ^{**} (0.085)
Recherche entre le confinement 2 et le confinement 3			0.883 ^{***} (0.029)			0.958 (0.053)
Recherche pendant le 3 ^e confinement			0.910 ^{***} (0.046)			0.876 (0.083)
Recherche après le 3 ^e confinement			0.776 ^{***} (0.027)			0.846 ^{***} (0.049)
Origine :						
<i>commune du pôle</i>	1.275 ^{***} (0.044)	1.221 ^{***} (0.053)	1.257 ^{***} (0.043)	1.129 (0.295)	2.763 ^{**} (0.434)	1.134 (0.295)
<i>commune du pôle secondaire</i>	1.195 ^{**} (0.086)	1.218 (0.136)	1.179 [*] (0.085)			
<i>couronne</i>	1.522 ^{***} (0.047)	1.437 ^{***} (0.057)	1.508 ^{***} (0.046)	3.545 ^{***} (0.122)	4.433 ^{***} (0.178)	3.552 ^{***} (0.122)
<i>hors attraction des villes</i>	0.343 ^{**} (0.430)	0.200 ^{**} (0.719)	0.347 ^{**} (0.430)	1.646 ^{***} (0.127)	1.863 ^{***} (0.190)	1.649 ^{***} (0.127)
Destination :						
<i>commune du pôle</i>	2.525 ^{***} (0.043)	2.495 ^{***} (0.053)	2.513 ^{***} (0.043)	1.472 ^{***} (0.082)	1.445 ^{***} (0.113)	1.478 ^{***} (0.082)
<i>commune du pôle secondaire</i>	2.406 ^{***} (0.091)	2.416 ^{***} (0.142)	2.399 ^{***} (0.091)	2.316 ^{***} (0.190)	1.811 ^{**} (0.287)	2.317 ^{***} (0.190)
<i>couronne</i>	2.295 ^{***} (0.044)	2.239 ^{***} (0.052)	2.287 ^{***} (0.043)	2.464 ^{***} (0.069)	2.480 ^{***} (0.087)	2.470 ^{***} (0.069)
<i>hors attraction des villes</i>	0.022 ^{***} (0.338)	0.021 ^{***} (0.583)	0.022 ^{***} (0.338)	2.013 ^{***} (0.087)	2.237 ^{***} (0.122)	2.019 ^{***} (0.087)
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Origine						
<i>commune du pôle</i>		1.073 (0.046)			0.209 ^{***} (0.599)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		0.970 (0.169)				
<i>couronne</i>		1.100 [*] (0.053)			0.679 [*] (0.219)	
<i>hors attraction des villes</i>		2.416 (0.893)			0.798 (0.237)	
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Destination						
<i>commune du pôle</i>		1.022 (0.051)			1.027 (0.128)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		0.995 (0.174)			1.522 (0.368)	
<i>couronne</i>		1.042 (0.047)			0.994 (0.086)	
<i>hors attraction des villes</i>		1.120 (0.712)			0.853 (0.134)	
Contrôles						
Observations	Oui 83 991	Oui 83 991	Oui 83 991	Oui 16 202	Oui 16 202	Oui 16 202
Log-vraisemblance	-37.496	-37.492	-10.105	-10.091	-10.085	-10.088
AIC	75.113	75.121	20.332	20.256	20.258	20.260

Note : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01. Les résultats complets avec toutes les variables sélectionnées par *elastic net* sont disponibles auprès des auteures.

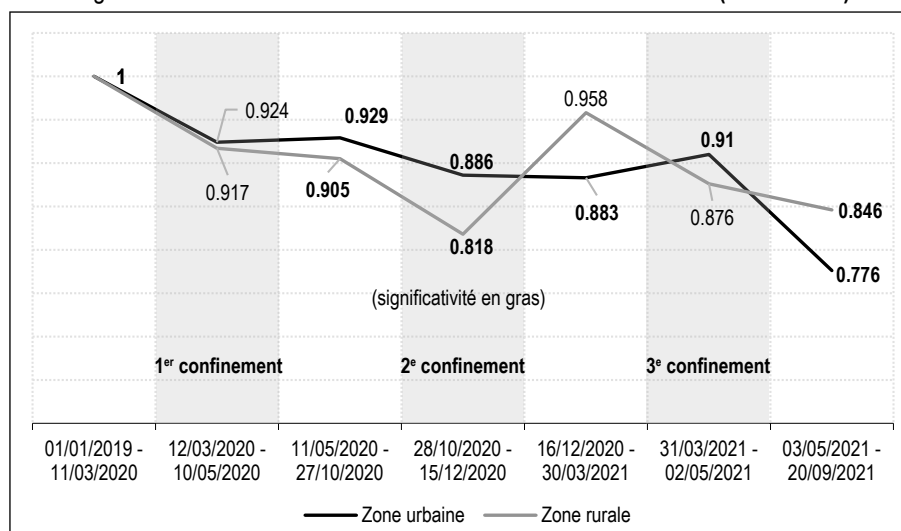
le montrent les termes d'interaction (dans les colonnes 2 et 5). En détaillant par période de la crise pour un résident urbain (colonne 3), nous montrons que, pour un résident urbain, l'effet de la pandémie est très important durant toutes les périodes, sauf pendant le premier confinement, qui semble avoir été une période d'inaction pendant laquelle les individus ont soit eu du mal à se projeter dans l'avenir soit décidé d'attendre la fin du confinement pour commencer un projet immobilier, probablement en raison de la possibilité de visiter à nouveau les biens.

Comme le montre la figure II, la probabilité de rester dans la même aire d'attraction diminue au fil du temps, le coefficient passant de 0.929 entre les deux premiers confinements à 0.776 après la

fin du troisième confinement. La prolongation de la crise a renforcé le désir de mobilité des résidents urbains.

Pour les habitants de municipalités rurales (colonnes 4 à 6 du tableau 6), la baisse de la probabilité de rester dans la même aire est moins prononcée après le début de la crise. Nous estimons que, depuis le début de la crise, les probabilités pour un résident rural de rechercher un logement dans la même aire d'attraction plutôt que dans une autre sont 0.892 fois plus faibles. Cet « effet Covid » est essentiellement dû à ce qui s'est passé après la fin du troisième confinement (le 2 mai 2021), la seule période pour laquelle le coefficient associé est significatif au seuil de 1 %.

Figure II – Probabilité de rester dans la même aire d'attraction (odds ratios)



Nous terminons l'analyse en estimant les modèles logit où la variable dépendante binaire est l'intention de migrer vers une commune rurale, toujours en séparant le sous-échantillon des résidents des aires urbaines et rurales. Le tableau 7 présente les résultats pour les seules variables liées à la crise Covid et à la catégorie de la municipalité d'origine ou de destination.

Pour un résident urbain, la probabilité de rechercher une résidence dans une ville urbaine plutôt que rurale est 0.923 fois plus faible depuis le début de la pandémie (tableau 7, colonne 1) et passe même à 0.644 s'il s'agit du résident d'un pôle recherchant une résidence dans ce même pôle dans la spécification avec interactions entre la variable indicatrice de recherche à partir du début de la pandémie et la catégorie de la municipalité d'origine ou de destination (colonne 2). Cet attrait pour les zones rurales est plus prononcé depuis la fin du deuxième confinement (colonne 3), comme en témoigne la diminution des odds ratios (figure III).

En revanche, la crise n'a aucun impact sur la probabilité de choisir des municipalités urbaines plutôt que rurales pour les résidents ruraux (tableau 7, colonnes 4 à 6). Ce résultat significatif indique donc que la crise Covid a modifié les préférences en matière de localisation, mais uniquement pour les résidents urbains.

Nous avons également estimé un modèle logit multinomial détaillant la catégorie de la ville de destination (centre, zone périurbaine – couronne – et zone rurale – hors attraction des pôles) pour explorer si elle influence l'intention de déménager (les résultats, non présentés ici, sont disponibles auprès des auteurs). L'interaction de la catégorie de ville avec l'indicatrice de la

période Covid n'apparaît significative que pour le sous-échantillon des résidents urbains, pour les zones périurbaines (couronne) par rapport au centre. Cela signifie que, depuis la crise Covid, les résidents urbains vivant en centre ville sont donc plus enclins à déménager que ceux qui vivent dans les zones périurbaines.

Pour finir, nous analysons les résultats de l'estimation du modèle logit emboîté. Le choix de premier niveau consiste soit à rester dans la même aire d'attraction soit à déménager dans une autre aire. Subordonné au choix de l'aire d'attraction, le choix suivant se fait entre une municipalité urbaine ou rurale. En d'autres termes, les résidents décident s'ils veulent rester proches de leur lieu de travail et se positionnent de manière conditionnelle sur le gradient urbain-rural. La catégorie de référence passe de l'aire d'attraction initiale à une zone rurale. Le tableau 8 présente les résultats pour les variables liées à la pandémie et à la catégorie de la municipalité d'origine ou de destination (les résultats détaillés avec toutes les variables de contrôle sélectionnées par *elastic net* sont disponibles auprès des auteurs).

Depuis le début de la crise, la probabilité pour un résident de zone urbaine de rechercher une résidence dans la même aire d'attraction plutôt que dans une ville rurale dans une autre aire d'attraction est 0.887 fois plus faible pour une destination rurale et encore plus faibles pour une destination urbaine, avec un odds ratio de 0.861 (tableau 8, col. 1). En d'autres termes, depuis le début de la crise, les résidents urbains sont moins susceptibles de chercher à rester dans la même aire d'attraction, en particulier dans une zone urbaine, que de changer d'aire d'attraction et dans une zone rurale. Ces changements sont

Tableau 7 – Probabilité de choisir une zone urbaine plutôt que rurale. Résultats de l'estimation du modèle logit (odds ratios, maximum de vraisemblance)

	Origine urbaine			Origine rurale		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Recherche depuis le 12 mars 2020	0.923 [*] (0.045)	0.644 ^{***} (0.167)		0.991 (0.071)	1.016 (0.412)	
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement			0.802 ^{**} (0.094)			1.092 (0.196)
Recherche entre le confinement 1 et le confinement 2			0.902 ^{**} (0.042)			0.913 (0.101)
Recherche pendant le 2 ^e confinement			0.939 (0.076)			1.082 (0.171)
Recherche entre le confinement 2 et le confinement 3			0.872 ^{***} (0.047)			0.945 (0.108)
Recherche pendant le 3 ^e confinement			0.849 ^{**} (0.074)			0.899 (0.160)
Recherche après le 3 ^e confinement			0.754 ^{***} (0.044)			1.111 (0.102)
Origine :						
<i>commune du pôle</i>	1.128 (0.077)	0.965 (0.107)	1.246 ^{***} (0.055)	0.186 ^{***} (0.560)	0.241 [*] (0.773)	0.187 ^{***} (0.560)
<i>commune du pôle secondaire</i>	1.425 [*] (0.186)	1.426 (0.301)	1.347 ^{**} (0.134)			
<i>couronne</i>	1.366 ^{***} (0.085)	1.331 ^{***} (0.109)	1.949 ^{***} (0.059)	0.962 (0.225)	1.361 (0.333)	0.962 (0.225)
<i>hors attraction des villes</i>	3.056 ^{**} (0.565)	25.277 ^{***} (1.065)	3.187 ^{**} (0.579)	0.837 (0.244)	0.971 (0.368)	0.834 (0.245)
Destination :						
<i>commune du pôle</i>	10.069 ^{***} (0.181)	8.163 ^{***} (0.306)	3.822 ^{***} (0.148)	13.705 ^{***} (0.281)	7.431 ^{***} (0.417)	13.529 ^{***} (0.282)
<i>couronne</i>	0.378 ^{***} (0.100)	0.311 ^{***} (0.149)	0.023 ^{***} (0.063)	0.493 ^{***} (0.159)	0.348 ^{***} (0.220)	0.490 ^{***} (0.160)
<i>hors attraction des villes</i>	0.033 ^{***} (0.203)	0.023 ^{***} (0.364)	0.0001 ^{***} (0.202)	0.047 ^{***} (0.380)	0.039 ^{***} (0.573)	0.047 ^{***} (0.381)
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Origine						
<i>commune du pôle</i>		1.282 (0.116)			0.819 (1.122)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		1.011 (0.376)				
<i>couronne</i>		1.047 (0.110)			0.560 (0.411)	
<i>hors attraction des villes</i>		0.044 ^{**} (1.265)			0.773 (0.458)	
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Destination						
<i>commune du pôle</i>		1.383 (0.368)			2.786 [*] (0.542)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		0.962 (6.676)			0.0001 (0.243)	
<i>couronne</i>		1.339 [*] (0.165)			1.735 ^{**} (0.242)	
<i>hors attraction des villes</i>		1.583 (0.431)			1.375 (0.745)	
Contrôles	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	83 991	83 991	83 991	16 202	16 202	16 202
Log-vraisemblance	-6.956	-6.949	-13.902	-2.735	-2.730	-2.733
AIC	13.994	13.996	27.873	5.546	5.551	5.552

Note : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01. Les résultats complets avec l'ensemble des variables sélectionnées par *elastic net* sont disponibles auprès des auteures.

Figure III – Probabilité de choisir une zone urbaine plutôt que rurale (odds ratios)

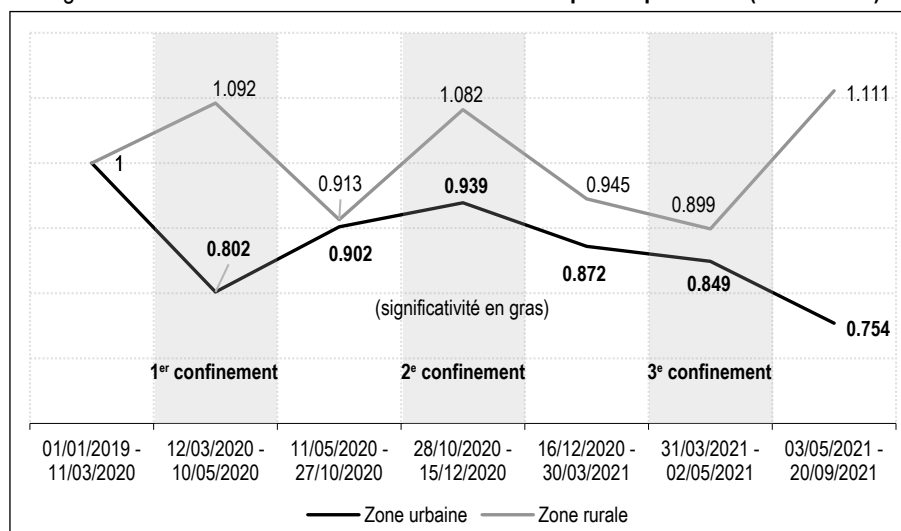


Tableau 8 – Probabilité de rester dans la même aire d'attraction et de choisir une zone urbaine plutôt que rurale. Résultats de l'estimation du modèle logit emboîté (odds ratios, maximum de vraisemblance)

	Origine urbaine		Origine rurale	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Recherche depuis le 12 mars 2020				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction	0.979	(0.081)	0.937	(0.068)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction	0.887 ^{***}	(0.056)	0.901 ^{**}	(0.048)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction	0.861 [*]	(0.079)	0.813 ^{***}	(0.07)
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		1.161 (0.277)	1.13	(0.177)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		1.035 (0.165)	1.042	(0.132)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		1.043 (0.267)	0.781	(0.194)
Recherche entre le confinement 1 et le confinement 2				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		1.045 (0.127)	0.852	(0.096)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction*		0.885 (0.078)	0.882 [*]	(0.065)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.978 (0.123)	0.764 ^{***}	(0.098)
Recherche pendant le 2 ^e confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		1.168 (0.223)	0.949	(0.16)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		0.816 (0.143)	0.766 ^{**}	(0.113)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		1.05 (0.215)	0.83	(0.163)
Recherche entre le confinement 2 et le confinement 3				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		0.91 (0.141)	0.844	(0.104)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		0.896 (0.086)	0.91	(0.072)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.809 (0.136)	0.846	(0.108)
Recherche pendant le 3 ^e confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		0.936 (0.216)	0.967	(0.153)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		1.028 (0.132)	0.933	(0.11)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.838 (0.208)	0.806	(0.165)
Recherche après le 3 ^e confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		0.941 (0.129)	1.075	(0.096)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		0.837 (0.079)	0.919	(0.067)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.737 [*]	0.838 [*]	(0.101)
Contrôles				
Observations	Oui	Oui	Oui	Oui
	83 991	83 991	16 202	16 202
R ²	0.4	0.394	0.361	0.362
Log-vraisemblance	48.395	48.910	14.230	14.221
Test du ratio de vraisemblance	64.631 ^{***}	63.600 ^{***}	16.093 ^{***}	16.112 ^{***}
	(df = 86)	(df = 86)	(df = 107)	(df = 122)

Note : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01. Les résultats complets avec l'ensemble des variables sélectionnées par elastic net sont disponibles auprès des auteurs.

principalement liés aux recherches faites après le troisième confinement (tableau 8, colonne 2). En effet, nous obtenons un coefficient significatif et faible uniquement pour le choix conjoint de déménager dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction. L'effet plus important après le troisième confinement pourrait s'expliquer par une prise de conscience que la crise sanitaire et les restrictions associées pouvaient durer. Une autre explication est peut-être liée au fait que les restrictions ont été moins respectées durant le deuxième et le troisième confinement que durant le premier, ce qui a pu remettre en question la capacité des pouvoirs publics à gérer la crise sanitaire et générer un sentiment d'anxiété

pour l'avenir, et donc un plus grand désir de changement.

Les résultats sont moins significatifs pour les résidents de zones rurales, mais nous mettons néanmoins en évidence une réduction de la probabilité des intentions de rester dans la même aire d'attraction depuis la crise Covid, qui est encore plus prononcée depuis la fin du dernier confinement.

* *
*

À l'aide des estimations réalisées par des propriétaires et des acheteurs sur la plateforme

MeilleursAgents, nous avons pu établir des trajectoires de mobilité souhaitées sur la période allant de janvier 2019 à septembre 2021, et ainsi analyser la façon dont la crise de la Covid-19 a modifié les préférences de localisation en France. Les statistiques descriptives montrent que, après le choc du premier confinement, le nombre d'estimations acheteurs a dépassé le niveau pré-Covid et a continué d'augmenter par la suite, ce qui pourrait révéler davantage d'intentions de déménagement. Les recherches des utilisateurs ont augmenté de manière relativement importante depuis le début de la pandémie en faveur de localisations secondaires (« pôles » et « couronnes ») et en dehors des aires d'attraction, contrairement aux centres-villes qui peuvent sembler moins attrayants. Les résultats de nos modèles logit binaires et emboîtés permettent d'isoler un « effet Covid » sur l'intention tant de changer d'aire d'attraction que de déménager dans des zones rurales. Nous observons en effet une tendance claire vers un exode urbain : la probabilité pour un résident urbain de rechercher une résidence dans une ville urbaine plutôt que rurale est 0.644 fois plus faible depuis le début de la pandémie pour les ménages venant d'un

pôle et cherchant une résidence dans un pôle. Les résidents des zones urbaines comme ceux des zones rurales sont également plus enclins à quitter leur aire d'attraction pour aller plus loin, ce qui peut être lié au développement du télétravail. Pour finir, nous montrons que, depuis le début de la crise, les résidents urbains sont plus susceptibles de viser une ville rurale située dans une autre aire d'attraction.

Bien que nos données fournissent une indication avancée des intentions de migration en temps réel, elles ne fournissent aucune information sur les utilisateurs et reflètent une activité en ligne centrée sur la région parisienne et d'autres grandes villes. L'analyse pourrait également être étendue aux locataires et aux primo-accédants, qui ne figurent pas dans notre échantillon. En outre, les prochaines étapes consisteraient à effectuer une analyse d'inférence causale l'effet de la crise de la Covid-19 et à mieux caractériser les migrations à l'aide d'un modèle gravitaire. Enfin, nous pourrions mieux exploiter le zonage des aires d'attraction afin de déterminer si les résultats de Ramani & Bloom (2021) sont valides dans le cas de la France. □

Lien vers l'Annexe en ligne : www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6667293/ES536-37_Breuille-et-al_Annexe-en-ligne.pdf.

BIBLIOGRAPHIE

- Artle, R. & Varaiya, P. (1978).** Life Cycle Consumption and Homeownership. *Journal of Economic Theory*, 18(1), 38–58. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(78\)90041-8](https://doi.org/10.1016/0022-0531(78)90041-8)
- Bayoh, I., Irwin, E. G. & Haab, T. (2006).** Determinants of Residential Location Choice: How Important Are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central City Locations? *Journal of Regional Science*, 46, 97–120. <https://doi.org/10.1111/j.0022-4146.2006.00434.x>
- Brueckner, J., Kahn, M. E. & Lin, G. C. (2021).** A New Spatial Hedonic Equilibrium in the Emerging Work-from-Home Economy? NBER *Working Paper* N° 28526. <https://www.nber.org/papers/w28526>
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005).** *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Cornelis, E., Barthelemy, J., Pauly, X. & Walle, F. (2012).** Modélisation de la mobilité résidentielle en vue d'une micro-simulation des évolutions de population. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 62, 65–84.
- D'Alessandro, C., Levy, D. & Regnier, T. (2021).** Une nouvelle définition du rural pour mieux rendre compte des réalités des territoires et de leurs transformations. In: Insee, *La France et ses territoires, coll. Références - Édition 2021*, pp. 61–72. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5039991/FET2021-D4.pdf>
- Delance, P. & Vignolles, B. (2017).** Ca déménage ? la mobilité résidentielle et ses déterminants. In : Insee, *Les conditions de logement en France, coll. Références - Édition 2017*, pp. 55–76. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586010>
- De Palma, A., Motamedi, K., Picard, N. & Waddell, P. (2005).** A model of local residential choice with endogenous housing price and traffic for the Paris region. *European Transport*, 31, 67–82.

- De Palma, A., Picard, N. & Waddell, P. (2007).** Discrete choice models with capacity constraints: An empirical analysis of the housing market of the greater Paris region. *Journal of Urban Economics*, 62, 204–230. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.02.007>
- Ettema, D. (2010).** The impact of telecommuting on residential relocation and residential preferences. *The Journal of Transport and Land Use*, 3, 7–24. <https://www.jtlu.org/index.php/jtlu/article/view/61>
- Filion, P., Bunting, T. & Warriner, K. (1999).** The Entrenchment of Urban Dispersion: Residential Preferences and Location Patterns in the Dispersed City. *Urban Studies*, 36(8), 1317–1347. <https://doi.org/10.1080/0042098993015>
- Goffette-Nagot, F. & Schaeffer, Y. (2013).** Accessibilité ou voisinage ? Une analyse des sources de la ségrégation résidentielle au sein des aires urbaines françaises. *Revue économique*, 64(5), 857–882. <https://www.cairn.info/revue-economique-2013-5-page-857.htm>
- Gueymard, S. (2006).** Facteurs environnementaux de proximité et choix résidentiels. Le rôle de l’ancrage communal, des représentations et des pratiques des espaces verts. *Développement durable et territoires*, Dossier 7. <https://doi.org/10.4000/developpementdurable.2716>
- Habib, M. A. & Miller, E. J. (2007).** Modeling Residential and Spatial Search Behaviour: Evidence from the Greater Toronto Area. *Paper presented at the Sixth Triennial Symposium on Transportation Analysis*, Phuket Island-Thailand.
- Habib, M. A. & Miller, E. J. (2009).** Reference-Dependent Residential Location Choice Model within a Relocation Context. *Transportation Research Record*, 2133(1), 92–99. <https://doi.org/10.3141/2133-10>
- Hilal, M., Moret, D., Pigué, V., Bouscasse, H., Cavailles, J., Diallo, A., Drut, M., Le Gallo, J. & Legras, S. (2020).** Centralités : comment les identifier et quels rôles dans les dynamiques locales et intercommunales? for Agence nationale de la cohésion des territoires. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03064655/>
- Insee (2017).** *Les conditions de logement en France, édition 2017*. Insee Références. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586377>
- Kim, J. H., Pagliara, F. & Preston, J. (2005).** The Intention to Move and Residential Location Choice Behaviour. *Urban Studies*, 42(9), 1621–1636. <https://doi.org/10.1080/00420980500185611>
- Lee, B. H. L., Waddell, P., Wang, L. & Pendyala, R. M. (2010).** Reexamining the Influence of Work and Nonwork Accessibility on Residential Location Choices with a Microanalytic Framework. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 42(4), 913–930. <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1068/a4291>
- Li, W. & Su, Y. (2021).** The Great Reshuffle: Residential Sorting during the COVID-19 Pandemic and Its Welfare Implications. Available at SSRN 3997810. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3997810>
- McFadden, D. (1978).** Modelling the Choice of Residential Location. In: A. Karlqvist, L. Lundqvist, F. Snickars & J. Weibull (Eds.). *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, pp. 75–96. North-Holland, Amsterdam.
- Observatoire des Territoires (2018).** Les mobilités résidentielles en France - Tendances et impacts territoriaux. Rapport. <https://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/kiosque/rapport-2018-les-mobilites-residentielles-en-france-tendances-et-impacts-territoriaux>
- Piazzesi, M., Schneider, M. & Stroebel, J. (2020).** Segmented Housing Search. *American Economic Review*, 110(3), 720–759. <https://doi.org/10.1257/aer.20141772>
- Pinjari, A., Bhat, C. & Hensher, D. (2009).** Residential Self-Selection Effects in an Activity Time-Use Behavior Model. *Transportation Research Part B: Methodological*, 43(7), 729–748. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2009.02.002>
- Rae, A. & Sener, E. (2016).** How website users segment a city: The geography of housing search in London. *Cities*, 52, 140–147. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2015.12.002>
- Ramani, A. & Bloom, N. (2021).** The Donut Effect of Covid-19 on Cities. NBER Working Paper N° 28876. <https://www.nber.org/papers/w28876>
- Rivera, M. A. I & Tiglao, N. C. C. (2005).** Modeling Residential Location Choice, Workplace Location Choice and Mode Choice of Two-Worker Households in Metro Manila. *Proceedings of Eastern Asia Society for Transportation Studies*, 5, 1167–1178.
- Schirmer, P. M., van Eggermond, M. A. B. & Axhausen, K. W. (2014).** The role of location in residential location choice models: A review of literature. *Journal of Transport and Land Use*, 7(2), 3–21. <https://www.jtlu.org/index.php/jtlu/article/view/740>
- Srour, I. M., Kockelman, K. M. & Dunn, T. P. (2002).** Accessibility Indices: Connection to Residential Land Prices and Location Choices. *Journal of the Transportation Research Board*, 1805(1), 25–34. <https://doi.org/10.3141/1805-04>
- Thurston, S. W., Ruppert, D. & Davidson, P. W. (2009).** Bayesian Models for Multiple Outcomes Nested in Domains. *Biometrics*, 65(4), 1078–1086. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0420.2009.01224.x>

- Train, K. E. (2003).** *Discrete Choice Methods with Simulations*. New York: Cambridge University Press.
- Van Dijk, D. & Francke, M. K. (2018).** Internet Search Behavior, Liquidity and Prices in the Housing Market. *Real Estate Economics*, 46(2), 368–403. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12187>
- Vidal, P. (2021).** Mécanismes d'appariement et de formation des prix sur le marché immobilier. Trois études empiriques basées sur les données d'une plate-forme numérique. Université Cergy Paris. https://hal-cy.u.archives-ouvertes.fr/THESES_CERGY/tel-03456764v1
- Waddell, P. (1993).** Exogenous Workplace Choice in Residential Location Models: Is the Assumption Valid? *Geographical Analysis*, 25(1), 65–82. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1993.tb00280.x>
- Waddell, P. (1996).** Accessibility and Residential Location: the Interaction of Workplace, Housing Tenure, Residential Mobility and Location Choice. *Paper presented at the Lincoln Land Institute TRED conference*, Cambridge.
- Walker, J. L. & Li, J. (2007).** Latent lifestyle preferences and household location decisions. *Journal of Geographical Systems*, 9, 77–101. <https://link.springer.com/article/10.1007/s10109-006-0030-0>
- Zondag, B. & Pieters, M. (2005).** Influence of Accessibility on Residential Location Choice. *Transportation Research Record*, 1902(1), 63–70. <https://doi.org/10.1177/0361198105190200108>
- Zou, H. & Hastie, T. (2005).** Regularization and variable selection via the elastic net. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 67(2), 301–320. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9868.2005.00503.x>
-

ANNEXE

1 – Dates clés et séquence des confinements depuis le début de la pandémie de Covid-19 et des restrictions associées

- « Avant » – du 01/01/2019 au 11/03/2020 : aucune restriction, à l'exception d'une interdiction de rassemblement à compter du 05/03/2020.
- « Confinement 1 » – du 12/03/2020 au 10/05/2020. Le 12/03/2020, annonce de la fermeture des crèches, écoles, collèges, lycées et universités jusqu'à nouvel ordre. Le 16/03/2020, annonce du premier confinement national. Fermeture de tous les lieux publics non essentiels. À partir du 17/03/2020, tous les déplacements sont interdits, sauf pour exercer des activités professionnelles, acheter des biens essentiels ou faire du sport (pendant moins d'une heure), ou encore pour des raisons de santé ou familiales. Obligation de porter une pièce d'identité et une déclaration signée et datée lors de tout déplacement.
- « Période intermédiaire 1 » – du 11/05/2020 au 27/10/2020 : levée progressive de la plupart des restrictions. Extension des règles de port de masque. À partir du 17/10/2020, couvre-feu de nuit à Paris et en banlieue, à Marseille, à Lyon, à Lille, à Saint-Étienne, à Rouen, à Toulouse, à Grenoble et à Montpellier. À partir du 24/10/2020, couvre-feu de nuit étendu à 38 départements français.
- « Confinement 2 » – du 28/10/2020 (annonce) au 15/12/2020 : deuxième confinement national, semblable au premier en termes de restrictions, à cela près que les écoles primaires et secondaires restent ouvertes.
- « Période intermédiaire 2 » – du 16/12/2020 au 30/03/2021 : levée de la plupart des restrictions. Couvre-feu national. À partir du 20/03/2021, des confinements quotidiens sont imposés dans 16 départements.
- « Confinement 3 » – du 31/03/2021 (annonce) au 02/05/2021 : troisième confinement national avec extension des règles de confinement quotidien à la France métropolitaine.
- « Après » – du 03/05/2021 au 20/09/2021 : levée de la plupart des restrictions. À partir du 21/07/2021, toutes les personnes de plus de 12 ans ont besoin d'un pass sanitaire pour accéder à certains endroits.

2 – Liste des variables

Variable	Modalités / (Unité)
Recherche depuis le 12 mars 2020	1 si oui ; 0 si non
Recherche avant le 1 ^{er} confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 01/01/2019 et le 11/03/2020 ; 0 si non
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 12/03/2020 et le 10/05/2020 ; 0 si non
Recherche pendant la première période entre les deux confinements	1 si la recherche a été effectuée entre le 11/05/2020 et le 27/10/2020 ; 0 si non
Recherche pendant le 2 ^e confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 28/10/2020 et le 15/12/2020 ; 0 si non
Recherche pendant la deuxième période entre les deux confinements	1 si la recherche a été effectuée entre le 16/12/2020 et le 30/03/2020 ; 0 si non
Recherche pendant le 3 ^e confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 31/03/2021 et le 02/05/2021 ; 0 si non
Recherche après le 3 ^e confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 03/05/2021 et le 20/09/2021 ; 0 si non
Recherche dans la même aire d'attraction	1 = oui ; 2 = non
Recherche dans une zone urbaine	1 = oui ; 2 = non
Catégorie de ville	11=commune centre ; 12=commune du pôle ; 13 = commune du pôle secondaire ; 20 = couronne ; 30 = hors attraction des pôles
Type de logement	1 = Appartement ; 2 = Maison
Surface du bien	(mètres carrés)
Nombre de pièces	
Le bien comprend une piscine	1 si oui ; 0 si non
Le bien est mitoyen	1 si oui ; 0 si non
Le bien comprend une terrasse ou un balcon	1 si oui ; 0 si non
Le bien comprend un parking	1 si oui ; 0 si non
Le bien est en rez-de-jardin	1 si oui ; 0 si non
Valeur du bien au moment de la recherche	(milliers d'euros)
Écart entre le nombre de pièces souhaitées et le nombre de pièces du bien	



Variable	Modalités / (Unité)
Part des logements vacants	(%)
Part des résidences secondaires	(%)
Part du logement collectif	(%)
Part des logements construits avant 1946	(%)
Part des propriétaires	(%)
Part des locataires	(%)
Part des personnes étrangères	(%)
Surface résidentielle	(ha)
Surface dédiée aux activités économiques	(ha)
Nombre d'habitants	
Densité de population	(habitants/surface résidentielle)
Part des personnes de 65 ans et plus dans la population totale	(%)
Part des 18-24 ans dans la population totale	(%)
Part des 11-17 ans dans la population totale	(%)
Part des 0-10 ans dans la population totale	(%)
Taux de chômage des 15-64 ans	(%)
Nombre d'emplois par habitant	
Part des personnes de 15 ans et plus qui ne sont pas scolarisées et sont titulaires d'un diplôme d'études secondaires (CAP ou BEP)	(%)
Part des personnes de 15 ans et plus qui ne sont pas scolarisées et sont titulaires d'un baccalauréat	(%)
Revenu médian (en unités de consommation)	(milliers d'euros)
Dépenses consacrées aux aménités de l'agglomération	(€/habitant)
Nombre services pour la recherche d'emploi	
Nombre d'établissements d'enseignement autres que les écoles	
Nombre d'établissements de santé	
Nombre de crèches	
Nombre d'équipements pour les personnes handicapées	
Nombre d'équipements pour les personnes âgées	
Nombre d'équipements sociaux	
Nombre d'équipements pour le sport, la culture et les loisirs	
Nombre d'universités/d'établissements d'enseignement supérieur	
Nombre de services de sécurité (police et gendarmerie)	
Nombre de centres d'aide pour le retour au travail	
Distance jusqu'au centre d'équipement local/intermédiaire/structurant majeur le plus proche	(km)
Différence entre la part de personnes étrangères dans la localisation de destination et celle d'origine	(%)
Différence entre le nombre de crèches dans la localisation de destination et celle d'origine	(%)