

L'immigration et le prix des logements dans les municipalités du Canada

Feng Hou travaille à la Division de l'analyse sociale et de la modélisation de la Direction des études analytiques et de la modélisation à Statistique Canada.

Évamé Koumaglo et Haozhen Zhang travaillent à la Division de la recherche et de la mobilisation des connaissances de la Direction générale de la recherche et des données à Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada.

20 juin 2025

Cette étude a été menée conjointement par Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada et Statistique Canada.



Pour obtenir des renseignements sur les autres publications d'Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada (IRCC), consultez la page www.canada.ca/ircc-publications.

Available in alternative formats upon request.

Available in English under the title: Immigration and housing prices across municipalities in Canada

Visitez-nous en ligne

[Site Web](http://Site Web : ircc.canada.ca) : ircc.canada.ca

[X](https://twitter.com/citimmcanada): @citimmcanada

[Facebook](https://facebook.com/citcanada): @citcanada

[Instagram](https://instagram.com/citimmcanada): @citimmcanada

[YouTube](https://youtube.com/CitImmCanada): @CitImmCanada

[LinkedIn](https://linkedin.com/company/immigration-refugees-and-citizenship-canada): Immigration, Réfugiés et Citoyenneté Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre de l'Immigration, des Réfugiés et de la Citoyenneté, 2025.

Ci4-284/2025F-PDF

ISBN 978-0-660-78752-7

Numéro de référence du projet : R6-2023



Immigration, Refugees
and Citizenship Canada

Immigration, Réfugiés
et Citoyenneté Canada

Canada

Table des matières

Résumé	3
Introduction	4
Études antérieures sur les effets de l’immigration sur le prix des logements	6
Données, mesures et méthodes.....	11
Données	11
Mesures.....	12
Méthodes	13
Résultats empiriques	17
Corrélations entre les variations des prix des logements et la croissance démographique selon le statut d’immigration	17
Résultats de l’analyse multivariée	24
Valeurs de la maison	24
Loyers	28
Conclusion et discussions.....	32
Références :.....	34

Résumé

L'incidence possible de l'immigration sur le prix des logements est une préoccupation urgente dans les principaux pays d'accueil des immigrants. L'interaction complexe qui existe entre l'immigration et les prix des logements est particulièrement évidente au Canada, qui se distingue par son niveau élevé d'immigration, les tendances concentrées en matière d'établissement des immigrants et la grande variation des tendances des prix des logements dans les marchés locaux du logement. La présente étude analyse la relation empirique entre l'afflux de nouveaux immigrants et le prix des logements au Canada de 2006 à 2021, en s'appuyant sur les données recueillies au moyen d'un panel à l'échelle municipale dans le questionnaire détaillé de recensement. Les estimations reposent sur des modèles de variables instrumentales à effets fixes de différence première pour traiter le biais possible des variables omises et de l'endogénéité.

Les résultats ont démontré que, au cours de la période à l'étude, l'augmentation de l'afflux de nouveaux immigrants, qui sont arrivés au Canada dans les cinq ans, était associée à 11 % de l'augmentation des valeurs médianes des maisons pour les propriétés occupées par leurs propriétaires et des loyers mensuels médians dans les municipalités comptant plus de 1 000 habitants. Cette association avait tendance à être plus prononcée dans les grandes municipalités. En outre, le lien entre l'immigration et les prix des logements variait au fil du temps et selon la région. Ainsi, les évaluations des politiques relatives aux répercussions de l'immigration devraient tenir compte à la fois des dimensions spatiales et des dimensions temporelles.

Introduction

L'incidence possible de l'immigration sur le prix des logements est une préoccupation urgente dans les principaux pays d'accueil des immigrants. Cette question suscite souvent d'intenses débats, surtout lorsqu'une forte hausse de l'immigration coïncide avec des hausses importantes du prix des logements. La tension entre l'offre et la demande et le rôle que peuvent jouer les politiques publiques sont au cœur de ce débat. Bien que la capacité des décideurs à influencer l'offre de logements puisse être limitée, ils exercent un plus grand contrôle sur les niveaux d'immigration. Il existe un large consensus dans la littérature selon lequel l'immigration influe effectivement sur les prix des logements, mais l'ampleur et l'orientation de cette incidence peuvent différer considérablement d'un pays à l'autre, et même dans différentes régions d'un même pays, selon des facteurs comme le niveau d'immigration, la répartition géographique des immigrants et l'élasticité de l'offre locale de logements (Cochrane et Poot, 2021). L'interaction complexe qui existe entre l'immigration et les prix des logements est particulièrement évidente au Canada, qui se distingue par son niveau élevé d'immigration, les tendances concentrées en matière d'établissement des immigrants et la grande variation des tendances des prix des logements dans les marchés locaux du logement.

Au Canada, l'influence de l'immigration sur le prix des logements est devenue un sujet important dans le discours public. Certains soutiennent que les prix élevés des logements et leur faible abordabilité perdurent au Canada depuis des décennies, même lorsque les niveaux d'immigration sont faibles. De nombreux défis liés à l'abordabilité des logements découlent d'une combinaison de facteurs économiques, politiques et liés au marché (voir Bernhard, 2023; Filipowicz et Lafleur, 2023). Les influences au-delà de l'immigration, comme les contraintes en matière d'offre, les faibles taux d'intérêt et les investissements spéculatifs, jouent un rôle essentiel pour façonner la dynamique du marché immobilier. Il faut souvent beaucoup de temps pour s'attaquer à ces facteurs complexes. De plus, l'immigration peut jouer un rôle crucial dans l'atténuation des pénuries de main-d'œuvre dans l'industrie de la construction, alors que des immigrants qualifiés comme des travailleurs de la construction, des ingénieurs, des architectes et des gens de métier comblent les lacunes dans le marché du travail et contribuent à la construction de nouvelles maisons et de nouveaux projets résidentiels.

Selon un argument contraire, la hausse importante de l'immigration contribue à l'augmentation des prix des logements (voir Caranci, Orlando et Sondhi, 2023; Marion, 2023). La croissance démographique rapide découlant de l'immigration peut intensifier la demande de logements, en particulier pendant les périodes de pénuries existantes et dans

les centres urbains où les nouveaux immigrants sont concentrés. Cette demande accrue peut mettre à rude épreuve le parc immobilier existant, ce qui pourrait entraîner des pénuries et accroître la concurrence entre les locataires et les acheteurs (Fortin, 2023). En particulier, comme de nombreux nouveaux arrivants comptent sur le marché locatif, un afflux important de nouveaux arrivants peut faire augmenter la demande des logements locatifs, ce qui a une incidence sur les taux d'inoccupation et pourrait entraîner des hausses de loyer dans certaines régions (Banque du Canada, 2024).

Il y a souvent un manque de preuves empiriques définitives pour appuyer les débats en cours sur le rôle de l'immigration dans la dynamique des prix des logements.

L'établissement de telles preuves représente un défi de taille. Il est difficile de démêler l'incidence précise de l'immigration d'une multitude de facteurs qui façonnent les marchés du logement. Les variations régionales dans le marché du logement sont importantes, et le lien entre l'immigration et les prix des logements peut varier considérablement en raison des conditions économiques locales, des contraintes liées à l'offre de logements et d'autres facteurs propres à chaque région. De plus, les immigrants sont attirés par des régions où les résultats économiques sont excellents et le potentiel du marché du logement est prometteur, ce qui suggère que la hausse des prix des logements pourrait être davantage un effet secondaire d'une économie florissante, qui attire les immigrants, plutôt qu'une conséquence directe de l'immigration.

Cette étude vise à mieux comprendre la relation empirique entre l'immigration et les prix des logements au Canada. La recherche met l'accent sur deux résultats clés : les variations des valeurs médianes des maisons détenues et les variations dans les loyers médians des logements locatifs. Elle se penche sur l'association empirique entre ces résultats et la croissance du nombre de nouveaux immigrants¹.

À l'aide des données recueillies au moyen d'un panel à l'échelle municipale des recensements de 2006, 2016 et 2021, ainsi que de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011, cette étude s'éloigne de nombreuses études antérieures pour se concentrer sur l'évolution du nombre de nouveaux immigrants au fil du temps, au lieu de l'afflux d'immigrants à un seul moment. À l'aide d'un modèle de variables instrumentales à effets fixes de différence première, cette étude fait avancer l'analyse économétrique de la façon dont les marchés du logement réagissent à l'immigration. Elle aborde les défis méthodologiques comme les variables omises et l'endogénéité de l'afflux d'immigrants, ainsi que la répartition sélective des immigrants dans différentes régions et les facteurs

¹ Le terme « immigrants » désigne les personnes qui sont des immigrants reçus ou des résidents permanents ou l'ont déjà été.

non observés qui peuvent avoir une incidence sur les variations des prix des logements dans certaines municipalités. L'analyse est effectuée à l'échelle nationale et provinciale, ainsi qu'entre les municipalités de différentes tailles de population. Cette approche permet non seulement de cerner les variations régionales possibles du lien entre l'immigration et les prix des logements, mais aussi de fournir des renseignements pour la tenue de discussions stratégiques à l'échelle des différents ordres de gouvernement.

La section suivante du présent article donne un aperçu des études empiriques antérieures portant sur l'influence de l'immigration sur les prix des logements. Elle est suivie d'une section traitant des données, des mesures et des méthodes utilisées dans l'analyse. La section subséquente présente les résultats empiriques. L'article se termine par un résumé et une discussion des principaux résultats empiriques.

Études antérieures sur les effets de l'immigration sur le prix des logements

De nombreux facteurs influent sur la demande et l'offre de logements, ce qui modifie par la suite les prix des logements (Cochrane & Poot, 2021). Des facteurs comme la croissance démographique, les taux hypothécaires, le revenu des ménages, les taux de chômage, la composition selon l'âge et les préférences d'emplacement peuvent influencer sur la demande de logements par divers canaux (Cochrane & Poot, 2021). Par exemple, la croissance démographique liée à l'immigration peut stimuler la demande de logements, tandis que les faibles taux hypothécaires augmentent l'accès au crédit immobilier, ce qui fait augmenter la demande. Les préférences pour les infrastructures locales, comme les parcs et les écoles, peuvent également stimuler la demande de logements (Saiz, 2007; CMHC, 2021, 2023).

Du côté de l'offre, les coûts de construction, la pénurie de main-d'œuvre et la réglementation en matière de logement peuvent jouer des rôles importants. Une hausse des coûts de construction ou une pénurie de travailleurs de la construction limiteraient l'offre de logements neufs, tandis que des règles restrictives en matière d'aménagement du territoire peuvent dissuader les promoteurs d'entreprendre de nouveaux projets immobiliers (Paciorek, 2011; CMHC, 2021, 2023; Khan et al., 2021).

Dans les marchés du logement où l'offre accuse un retard par rapport à la demande, les prix des logements ont tendance à augmenter. L'ampleur et la durée des hausses des prix ou des loyers dépendent du taux d'inoccupation des logements existants ou de la construction de nouveaux logements. Ultiment, un nouvel équilibre est atteint à long terme (Cochrane et Poot, 2021). Ces facteurs de l'offre et de la demande se produisent

souvent en même temps et sont interreliés. Cette complexité fait en sorte qu'il est difficile d'isoler le principal facteur qui contribue aux variations des prix des logements.

Au Canada, très peu d'études empiriques ont porté sur l'incidence de l'immigration sur les prix des logements. Ley et Tutchener (2001) ont trouvé une corrélation positive entre les prix des logements et l'immigration à Toronto et à Vancouver de 1971 à 1996. Akbari et Aydede (2012) ont estimé que l'immigration avait une faible incidence sur les prix des logements à l'échelle nationale. À partir des données du recensement de 1996 à 2006, les auteurs ont montré qu'une augmentation de 1 % du pourcentage d'immigrants dans la population totale d'une division de recensement était associée à une augmentation des prix des logements de 0,10 % à 0,12 %. Latif (2015) a utilisé un panel à l'échelle provinciale pour étudier l'effet de l'immigration sur les loyers et a constaté qu'une augmentation de 1 % du nombre d'immigrants dans une province a fait augmenter le loyer moyen de 0,14 % à 0,17 % entre 1983 et 2010.

Des études menées dans d'autres pays montrent des résultats mitigés en ce qui concerne la relation entre l'immigration et les coûts du logement. Selon plusieurs articles publiés aux États-Unis, une augmentation du pourcentage d'immigrants sur les marchés locaux du logement a eu une incidence positive sur les loyers et les prix des maisons, produisant un effet entre quatre et treize fois plus élevé que l'effet observé au Canada (Ottaviano & Peri, 2005; Saiz, 2007; Mussa et al., 2017). À l'inverse, au Royaume-Uni, Sá (2015) a constaté que les afflux d'immigrants étaient associés à une baisse des prix des logements, tandis qu'Aitken (2015) a observé un effet positif sur les loyers. En Nouvelle-Zélande, Stillman et Maré (2008) ont signalé une baisse des prix des logements en raison de la hausse de l'immigration.

Les résultats incohérents des études antérieures concernant l'incidence de l'immigration sur les marchés du logement découlent en partie de défis méthodologiques résumés par Saiz (2007). Premièrement, une corrélation observée entre les afflux d'immigrants et les coûts du logement peut être erronée si les deux facteurs sont influencés par des variables omises. Par exemple, les immigrants peuvent se tourner vers des villes où la croissance économique est forte, et la croissance économique peut également stimuler l'augmentation de valeur des maisons. Dans ce cas, l'incidence de l'immigration sur le prix des logements pourrait être surestimée. Deuxièmement, les afflux d'immigrants pourraient inciter les non-immigrants à déménager ailleurs, ce qui réduirait la demande de logements et entraînerait une sous-estimation de l'incidence de l'immigration. Troisièmement, les afflux d'immigrants pourraient être endogènes si les immigrants

préfèrent les villes où les logements sont plus abordables, ce qui influe sur l'association entre l'immigration et les prix à la baisse des logements.

Les chercheurs ont utilisé diverses techniques économétriques pour relever ces défis méthodologiques. Certaines études se sont appuyées sur des expériences dans des conditions naturelles pour régler les problèmes d'endogénéité (Pavlov et Somerville, 2020; Saiz, 2003). Par exemple, Saiz (2003) a comparé les augmentations de loyer à Miami après l'exode de Mariel vers des villes qui n'avaient pas connu un afflux important d'immigrants. De même, Pavlov et Somerville (2020) ont examiné comment la suspension imprévue d'un programme populaire d'immigration des investisseurs au Canada était associée aux variations des prix des maisons dans les quartiers de Vancouver qui étaient probablement privilégiés par les immigrants investisseurs.

D'autres études ont appliqué l'estimation de variables instrumentales pour tenir compte de l'endogénéité possible des choix d'emplacement des immigrants (Ottaviano et Peri, 2006; Saiz, 2007; Sharpe, 2019; Unal, Hayo et Isil Erol, 2022). L'un des instruments couramment utilisés est l'analyse de la variation des parts relatives, qui tire parti des proportions locales d'immigrants dans le passé et des variations à l'échelle nationale de la taille et de la composition des nouveaux immigrants selon le pays d'origine comme source de variation exogène. La validité de cette analyse de la variation des parts relatives est tributaire de la corrélation entre les choix d'emplacement antérieurs des immigrants et les facteurs locaux non observés qui peuvent influencer sur les prix futurs des logements (Jaeger, Ruist et Stuhler, 2018; Sharpe, 2019). Pour atténuer de telles préoccupations en matière de validité, Sharpe (2019) a pris en compte les conditions initiales supplémentaires propres aux villes qui auraient pu à la fois attirer des immigrants dans le passé et prédisposer les villes à la croissance future dans un modèle utilisant l'approche fondée sur la variation des parts relatives². Son analyse a également montré que les résultats d'un modèle de variables instrumentales comprenant des mesures de contrôle des conditions initiales propres à la ville sont similaires à ceux provenant d'un modèle à effets fixes³. À la suite d'une stratégie de modélisation initialement utilisée par Burchardi, Chaney et Hassan (2019), Bian, Coulson et Sun (2023) ont apporté d'autres améliorations en

² Parmi les exemples de conditions initiales à l'échelle de la ville, mentionnons les loyers d'origine, la croissance des loyers avant la période à l'étude, la proportion de l'ancien parc immobilier, les sources de revenus et les dépenses par habitant dans les établissements de vente au détail et de services (Sharpe, 2019).

³ À l'aide des recensements décennaux des États-Unis de 1970 à 2000, Saiz (2007) a constaté que l'incidence estimée de l'immigration sur les variations du loyer médian et de la valeur médiane des maisons à l'échelle métropolitaine était beaucoup plus importante dans les modèles à effets fixes que dans les modèles des variables instrumentales.

estimant un modèle de variables instrumentales à effets fixes. Bien que l'estimateur des variables instrumentales vise à atténuer le biais attribuable à l'endogénéité de l'afflux des immigrants dans une ville donnée, la composante à effets fixes contrôle les conditions initiales propres à la ville et d'autres variables omises qui peuvent influencer sur les variations des prix des logements propres à la ville.

À partir de données recueillies au moyen d'un panel à l'échelle municipale, cette étude s'appuie sur des modèles de variables instrumentales à effets fixes de différence première pour s'attaquer aux défis liés aux variables omises et à l'endogénéité. À quelques exceptions près (Bian, Coulson et Sun, 2023; Sá, 2015), des études antérieures sur l'incidence de l'immigration réalisées à l'aide des données recueillies au moyen d'un panel sur le marché local du logement ont appliqué des modèles de différence première avec ou sans variables instrumentales, ou un estimateur des variables instrumentales sans effets fixes (voir Akbari et Aydede, 2012; Saiz 2007; Sharpe, 2019; Tyrcha, 2020), ou des estimateurs des variables instrumentales avec effets fixes, mais à une échelle géographique plus large plutôt qu'à l'échelle du marché local du logement (voir Peri et Shih, 2013; Unal, Hayo et Isil Erol, 2022)⁴. Par conséquent, cette étude adopte l'approche analytique la plus solide de la littérature.

De plus, la présente étude respecte les pratiques exemplaires dans l'examen de l'association entre les variations de l'afflux de nouveaux immigrants (c.-à-d. la différence dans le nombre de nouveaux immigrants entre l'instant t et l'instant $t-5$) et les variations des prix des logements. Cette étude se distingue de la plupart des études antérieures qui se penchent sur l'association entre l'afflux de nouveaux immigrants (le nombre de nouveaux immigrants dans le temps t)⁵ et les variations des prix des logements. Une ville peut accueillir systématiquement un plus grand nombre de nouveaux immigrants, mais dans la mesure où sa croissance de l'offre de logements s'adapte pour répondre à cette demande constante, elle ne subit pas nécessairement plus de variations des prix des logements que les villes qui accueillent traditionnellement un moins grand nombre de nouveaux immigrants. Toutefois, des variations importantes dans l'afflux de nouveaux immigrants par rapport aux périodes précédentes, qu'il s'agisse d'une augmentation ou

⁴ D'autres études reposaient sur des données chronologiques à l'échelle nationale ou à l'échelle régionale élargie (c.-à-d. les provinces du Canada) et des techniques macro-économétriques (voir [Chong, 2020](#); Latif, 2015). Comme l'ont mentionné d'Albis, Boubtane et Coulibaly (2019), lorsque le nombre d'unités régionales (N) est beaucoup plus élevé que le nombre de périodes (de temps) (T), des techniques des variables instrumentales ou de la méthode des moments généralisés sont souvent utilisées. Lorsque N et T sont de tailles comparables, les modèles vectoriels d'autorégression par panel sont plus appropriés.

⁵ Une autre mesure consiste à calculer la proportion de nouveaux immigrants dans la population locale totale.

d'une diminution, pourraient perturber l'équilibre entre la demande et l'offre de logements, du moins à court terme. Par conséquent, ce déséquilibre peut entraîner des variations des prix des logements. Cette approche nuancée de l'analyse de l'incidence des immigrants sur les prix des logements n'a été explorée que dans quelques études (voir Peri et Shih, 2013; Sá, 2015; Saiz, 2007 dans une spécification de modèle).

Données, mesures et méthodes

Données

Cette étude est fondée sur les données recueillies au moyen d'un panel à l'échelle municipale dans le Recensement de la population de 2006, 2016 et 2021 et l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011. L'analyse repose également sur les données du recensement de 2001 pour établir les variables instrumentales. Les municipalités (subdivisions de recensement [SDR])⁶ sont choisies comme unité d'analyse parce qu'elles représentent les marchés locaux du logement où les gouvernements municipaux jouent un rôle important dans l'incidence de l'offre et de la demande de logements par l'entremise de règlements de zonage, de l'aménagement du territoire, de l'approbation de projets, du développement des infrastructures, de programmes de logement abordable et de l'impôt sur la propriété foncière.

Les limites et les statuts des municipalités peuvent changer au fil du temps en raison de la restructuration municipale en réponse aux changements démographiques et économiques et aux besoins administratifs. Pour créer les données recueillies au moyen d'un panel à l'échelle municipale, les limites de la SDR ont été harmonisées dans le cadre de la présente étude en appliquant les limites de la SDR de 2021 aux recensements antérieurs à l'aide de fichiers de concordance à l'échelle des aires de diffusion, créés par Statistique Canada.

Avec des limites uniformes, chaque municipalité dispose de quatre mesures répétées des résultats et variables explicatives de quatre années de recensement. Les variations de ces variables entre deux années de recensement consécutives sont utilisées dans l'analyse. Les trois panels de données sur les changements – 2006 à 2011, 2011 à 2016 et 2016 à 2021 – sont regroupés dans l'analyse de régression. Bien que la différence entre les recensements consécutifs tienne compte de la tendance des immigrants à s'établir dans les municipalités où le prix des logements est élevé, la mise en commun des trois panels de changements dans l'analyse de régression permet d'inclure des effets fixes pour les variations propres à certaines municipalités. Cette approche tient compte de la possibilité que les immigrants soient plus susceptibles de s'établir dans des municipalités présentant des possibilités économiques croissantes et du potentiel connexe

⁶ Une subdivision de recensement est une région géographique qui est une municipalité, conformément aux lois provinciales et territoriales, ou une région jugée équivalente à une municipalité à des fins statistiques. Les subdivisions de recensement représentent divers types de zones administratives, notamment les villes, les villages, les cantons et les réserves des Premières Nations.

d'augmentation des prix des logements. Les techniques d'analyse sont expliquées dans la section Méthodes ci-dessous.

L'analyse exclut les SDR dont la population était inférieure à 1 000 habitants au cours de deux années de recensement consécutives afin d'améliorer la fiabilité des mesures à l'échelle municipale⁷. Il y avait 1 939 SDR qui répondaient à l'exigence relative à la taille minimale de la population pour la période 2006 à 2011, 1 949 SDR pour la période 2011 à 2016 et 1 939 SDR pour la période 2016 à 2021. L'ensemble de données regroupées comprend 5 827 combinaisons de SDR et de périodes.

Mesures

Cette étude, qui repose sur des SDR dont les limites sont uniformes, permet de créer des variables sociodémographiques et du logement à l'échelle municipale à l'aide de chaque recensement. Deux variables de résultat sont les valeurs médianes des maisons (en dollars constants de 2020) pour les logements occupés par leur propriétaire⁸ et les loyers mensuels médians (en dollars constants de 2020) pour les logements locatifs⁹. La principale variable d'intérêt est le nombre de nouveaux immigrants qui sont arrivés au Canada au cours des cinq dernières années.

La transformation logarithmique de ces mesures est utilisée dans l'analyse de l'association entre les prix des logements et l'immigration. Une telle transformation peut rendre la distribution plus symétrique, réduire l'influence des valeurs aberrantes et linéariser la relation entre le prix des logements et l'immigration.

Six variables de contrôle comprennent la proportion initiale de la population née au Canada qui vit dans la municipalité, l'évolution du nombre de logements, l'évolution du pourcentage de personnes âgées de 65 ans ou plus dans la population de la municipalité, l'évolution du pourcentage de personnes âgées de 19 à 34 ans dans la population de la municipalité, l'évolution du revenu familial économique médian corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adultes¹⁰ (en dollars constants de 2020) et l'évolution des taux de chômage.

7 En 2021, on comptait 2 720 municipalités de moins de 1 000 habitants. Environ 2,4 % de la population totale du Canada et moins de 0,4 % des nouveaux immigrants vivaient dans ces petites municipalités.

8 La valeur des maisons est fondée sur les réponses à la question du recensement destinée aux propriétaires : « Si vous vendiez ce logement aujourd'hui, combien penseriez-vous en tirer? » Cette variable tient compte des valeurs des ventes attendues.

9 Les loyers mensuels sont fondés sur les réponses à la question du recensement destinée aux locataires : « Quel est le loyer mensuel payé pour ce logement? »

10 On calcule le revenu familial économique corrigé en divisant le revenu de la famille économique par la racine carrée de la taille de la famille.

La proportion initiale de la population née au Canada est utilisée comme variable de contrôle pour tenir compte de la tendance des nouveaux immigrants à être attirés par les villes comptant de grandes communautés d'immigrants établis. Les variations dans les cinq autres variables ont été utilisées dans des études antérieures pour prendre en compte les variations dans la demande et l'offre de logements (voir Akbari et Aydede, 2012). Une augmentation du nombre de logements pourrait tenir compte d'une augmentation de l'offre et de la demande de logements. Bien qu'un plus grand nombre de logements s'ajoute au parc immobilier disponible, une augmentation du nombre de logements peut être une réponse à la hausse de la demande dans les activités de construction domiciliaire. Dans un marché immobilier lent ou faible, les promoteurs peuvent anticiper une baisse de la demande de nouvelles propriétés et ainsi retarder ou réduire les activités de construction. Une augmentation de la proportion de la population de personnes âgées est probablement associée à une réduction des besoins en matière de logement, car les personnes âgées ont tendance à réduire la taille de leur logement. À l'inverse, une augmentation de la proportion de jeunes adultes dans une collectivité locale peut augmenter la demande de logements. Lorsque les jeunes adultes quittent le domicile de leurs parents et forment leur propre ménage, ils doivent soit trouver un logement locatif, soit acheter un logement. L'augmentation du revenu familial dans une région tient compte de l'augmentation de la capacité d'achat globale. Des taux de chômage élevés peuvent miner la confiance des consommateurs, ce qui entraîne une réticence à faire des achats importants comme les maisons.

Méthodes

L'analyse commence par l'examen des corrélations simples entre les variations des prix des logements (valeurs médianes des maisons et loyers mensuels) et les variations du nombre de nouveaux immigrants entre deux recensements consécutifs (qui ont lieu à des intervalles de cinq ans) à l'échelle municipale. Par la suite, l'analyse fournit une description intuitive de ces corrélations en indiquant les variations des prix des logements et le nombre de nouveaux immigrants dans les grandes municipalités.

Des modèles à plusieurs variables sont utilisés pour contrôler les facteurs qui peuvent fausser l'association entre les prix des logements et la croissance du nombre de nouveaux immigrants. Les estimations à plusieurs variables sont fondées sur le modèle de différence première suivant, qui tient également compte des variations dans les caractéristiques non mesurées propres aux municipalités entre deux recensements :

$$\Delta Y_{ip} = \alpha + \beta_1 \Delta NEWim_{ip} + \beta_j \Delta Z_{jip} + \gamma_p + \gamma_i + \epsilon_{ip} \quad (1)$$

Où $\Delta Y_{i,p}$ fait référence aux variations du logarithme des valeurs médianes des maisons ou du logarithme des loyers médians dans une municipalité i au cours de la période p , $\Delta \text{NEWim}_{i,p}$ fait référence aux variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants, et $\Delta Z_{j,p}$ fait référence aux variations de la covariable sélectionnée j . Les variables fictives pour la période (γ_p) rendent compte des tendances temporelles à l'échelle nationale et des chocs globaux qui influent sur la valeur des maisons et les loyers à l'échelle nationale, comme les variations des taux hypothécaires et les conditions macroéconomiques. Les effets fixes de la municipalité (γ_i) tiennent compte des variations des caractéristiques non observées de la municipalité corrélées aux variations de la valeur des maisons et des loyers.

Bien que la méthode de différence première entre les résultats et les variables explicatives élimine l'influence des caractéristiques invariantes dans le temps de la municipalité (comme les frais municipaux, les droits d'aménagement, la disponibilité des terrains) qui sont corrélées à la valeur des maisons ou aux loyers, les effets fixes de la municipalité traitent de l'incidence possible des variations dans certaines caractéristiques non mesurées d'une municipalité précise. Par exemple, une municipalité peut modifier ses règlements concernant l'aménagement et l'utilisation des terres, ce qui pourrait faciliter ou entraver l'offre de nouveaux logements.

Le coefficient β_1 fournit une estimation de la corrélation entre les variations dans le logarithme des valeurs des maisons et les variations dans le logarithme du nombre de nouveaux immigrants après avoir tenu compte des variations propres à la municipalité, des tendances temporelles agrégées et des covariables sélectionnées. Il peut être interprété de façon approximative comme l'augmentation en pourcentage de la valeur des maisons pour chaque augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants. Par exemple, si $\beta_1 = 0,032$, une augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants est associée à une augmentation de 0,032 % des valeurs médianes des maisons.

L'approche de modélisation ci-dessus tire parti de la structure des données recueillies au moyen d'un panel, utilisant efficacement les observations répétées pour chaque municipalité. Bien que cette approche de modélisation fournisse des estimations supérieures à celles d'un modèle des moindres carrés ordinaires (MCO) ou d'un modèle de différence première, elle n'échappe pas aux biais découlant de l'endogénéité et est donc insuffisante pour identifier une relation de causalité entre l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants et le prix des logements. Par exemple, les municipalités dont la croissance des prix des logements est plus lente peuvent être plus attrayantes pour les

personnes qui ont la capacité et la volonté de déménager pour obtenir un logement plus abordable.

Pour traiter une éventuelle endogénéité, cette étude respecte l'analyse de la variation des parts relatives utilisée dans les études réalisées par Bian, Coulson et Sun (2023) et Burchardi, Chaney et Hassan (2019), et crée des instruments pour la variation du nombre de nouveaux immigrants.

La première étape permet de calculer le nombre prévu de nouveaux immigrants de la région d'origine r ¹¹ arrivés dans la municipalité i , au cours des cinq années précédant l'année de recensement t , en utilisant la régression suivante :

$$NEWim_{rit} = \alpha + \beta_m * \frac{IM_{rit-5}}{IM_{t-5}} * NEWim_{rg-it} + \beta_{xi} * X_{it-5} + \gamma_r + \gamma_d + \epsilon_{rit} \quad (2)$$

Ici, $\frac{IM_{rit-5}}{IM_{t-5}}$ représente la répartition géographique de tous les immigrants selon la région d'origine dans les municipalités cinq ans avant l'année de recensement t . IM_{rit-5} est le nombre total des immigrants de la région r , vivant dans la municipalité i lors du recensement précédent, tandis que IM_{t-5} est le nombre total d'immigrants vivant au Canada lors du recensement précédent. $NEWim_{rg-it}$ est le nombre de nouveaux immigrants arrivant dans la province (g) au cours des cinq années précédentes moins le nombre de nouveaux immigrants arrivant dans la municipalité i . X_{it-5} représente certaines caractéristiques d'une municipalité cinq ans avant l'année de recensement t qui peuvent influencer sur son attrait pour les nouveaux immigrants, y compris le revenu familial médian et la densité de population. γ_r indique les effets fixes de la région d'origine des immigrants, tandis que γ_d indique les effets fixes de la division de recensement dans laquelle se trouve une municipalité.

Le modèle de régression ci-dessus suppose que le nombre de nouveaux immigrants de la région d'origine r arrivant dans la municipalité i au cours des cinq années précédant l'année de recensement t est déterminé conjointement par la répartition géographique des immigrants antérieurs et le nombre total de nouveaux immigrants d'une région d'origine arrivant dans la province, et la tendance des nouveaux immigrants d'une région d'origine à préférer certaines conditions municipales initiales. Le nombre prévu de nouveaux immigrants au cours de l'année t ne devrait pas être touché par les variations des prix des logements après l'année t .

11 Dans l'analyse, les pays sources sont regroupés dans les 14 régions suivantes : États-Unis, Caraïbes, Amérique centrale, Amérique du Sud, Europe de l'Ouest, Europe du Nord, Europe du Sud, Europe de l'Est, Afrique, Asie du Sud, Asie du Sud-Est, Asie de l'Est, Asie de l'Ouest et d'autres régions.

À la deuxième étape, le nombre attendu de nouveaux immigrants selon la région d'origine et la municipalité est regroupé à l'échelle de la municipalité, c'est-à-dire $E_NEWim_{i,t} = \sum_r(NEWim_{r,i,t})$.

La différence entre deux années de recensement dans le logarithme du nombre prévu de nouveaux immigrants, logarithme ($E_Newim_{i,t+5}$) - logarithme ($E_Newim_{i,t}$), est utilisée comme instrument pour $\Delta NEWim_{i,p}$ dans l'équation (1) dans un modèle des moindres carrés à deux étapes. Dans le modèle de première étape pour la mise en commun des données de trois périodes à l'échelle nationale, la valeur F est de 43. Dans les analyses des sous-ensembles de données selon différents groupes de taille de population d'une municipalité, la valeur F du modèle de première étape varie de 15 à 86. Toutefois, pour les modèles de sous-ensembles par province ou région, la valeur F du modèle de première étape est généralement inférieure à 10, ce qui indique que l'instrument est faible. Pour cette raison, les modèles de variables instrumentales ne font pas l'objet d'estimation à l'échelle provinciale.

L'estimation du modèle est effectuée avec et sans poids. Dans les modèles pondérés, la taille moyenne de la population de chaque municipalité dans deux recensements consécutifs est utilisée comme poids. La régression non pondérée suppose que l'effet théorique de l'immigration est le même dans toutes les municipalités (Saiz, 2007). Si l'effet varie selon la taille de la municipalité, les résultats des régressions non pondérées et pondérées seront différents. Dans ce cas, d'un point de vue stratégique, les résultats pondérés sont plus significatifs parce que les nouveaux immigrants ont tendance à s'établir dans les grandes municipalités.

Dans l'analyse de régression, les erreurs types sont regroupées par municipalité pour tenir compte de la corrélation sérielle au sein d'une municipalité.

Résultats empiriques

Corrélations entre les variations des prix des logements et la croissance démographique selon le statut d'immigration

Comme le montre le tableau 1, les corrélations entre les variations des prix des logements et la croissance démographique des nouveaux immigrants variaient d'une période à l'autre. Les variations des valeurs médianes des maisons entre les municipalités étaient positivement et significativement corrélées avec les variations dans le logarithme du nombre de nouveaux immigrants au cours des périodes 2006 à 2011 et de 2016 à 2021, mais cette corrélation était négative et significative au cours de la période 2011 à 2016. Lorsque les trois périodes de cinq ans ont été mises en commun, les variations des valeurs médianes des maisons avaient une corrélation positive et modérée avec les variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants.

À l'instar de la tendance en ce qui concerne la valeur des maisons, les variations des loyers ont été associées de façon positive et significative à des augmentations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants au cours des périodes 2006-2011 et 2016-2021, mais la corrélation était beaucoup plus faible pour la période 2011-2016. Lors de la mise en commun des trois périodes, les variations des loyers présentaient une corrélation positive avec la croissance du nombre de nouveaux immigrants.

La corrélation entre les variations des valeurs médianes des maisons et la croissance du nombre de nouveaux immigrants est présentée visuellement dans le graphique 1 pour la période 2006-2011, dans le graphique 2 pour la période 2011-2016 et dans le graphique 3 pour la période 2016-2021 pour les municipalités d'au moins 100 000 habitants. Les trois graphiques montrent que les corrélations entre les variations du logarithme des valeurs médianes des maisons et les variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants étaient principalement linéaires, ce qui justifie le choix d'une fonction linéaire entre la variable de résultat et la variable explicative principale dans les modèles de régression, comme il est indiqué dans la section Méthode. Ces graphiques ont également montré que les variations des valeurs médianes des maisons et les variations de la croissance du nombre de nouveaux immigrants étaient plus faibles dans la période 2011 et 2016 qu'au cours des deux autres périodes, ce qui est la raison probable de la faible corrélation entre les deux variables dans la période 2011–2016.

Tableau 1 Corrélations simples entre les variations des prix des logements et les variations du nombre de nouveaux immigrants dans les municipalités d'au moins 10 000 habitants, 2006 à 2021

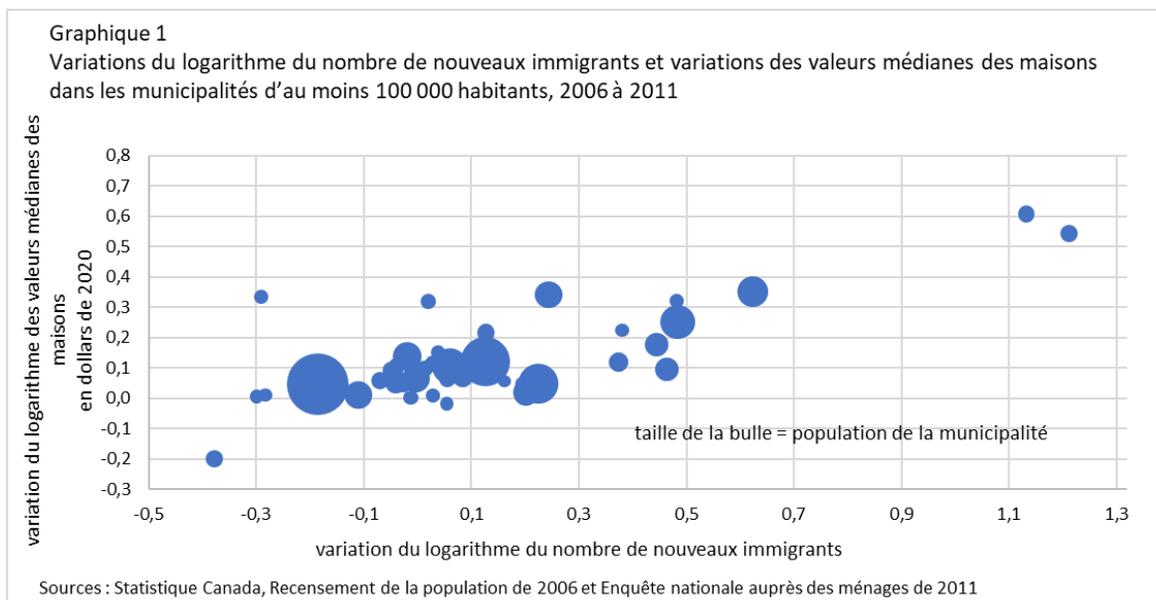
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants							
	2006 à 2011		2011 à 2016		2016 à 2021		trois périodes groupées
Coefficient de corrélation							
Variation du logarithme des valeurs médianes des maisons	0,267	***	-	***	0,278	***	0,163 ***
Variation du logarithme des loyers médians	0,204	***	0,047	*	0,159	***	0,145 ***

* significative $p < 0,05$

*** significative $p < 0,001$

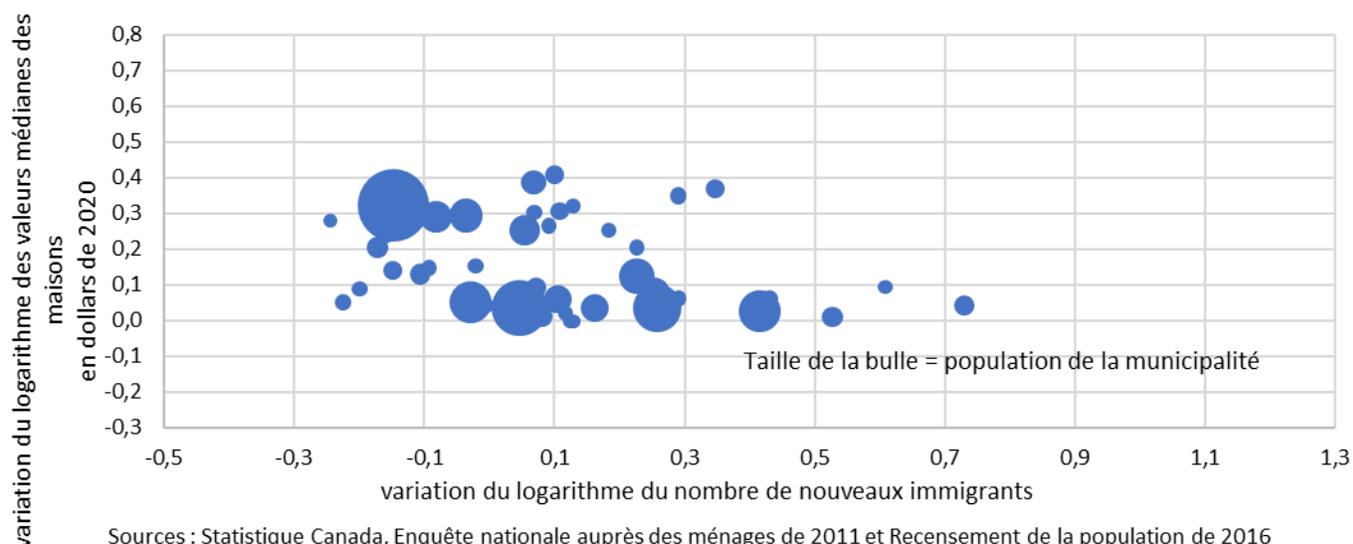
Remarque : il y a 1 939 municipalités pour la période 2006 à 2011, 1 949 pour la période 2011 à 2016 et 1 939 pour la période 2016 à 2021, et 5 827 combinaisons de municipalités et de périodes pour les données groupées.

Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2006, 2016 et 2021 et Enquête nationale auprès des ménages de 2011



Graphique 2

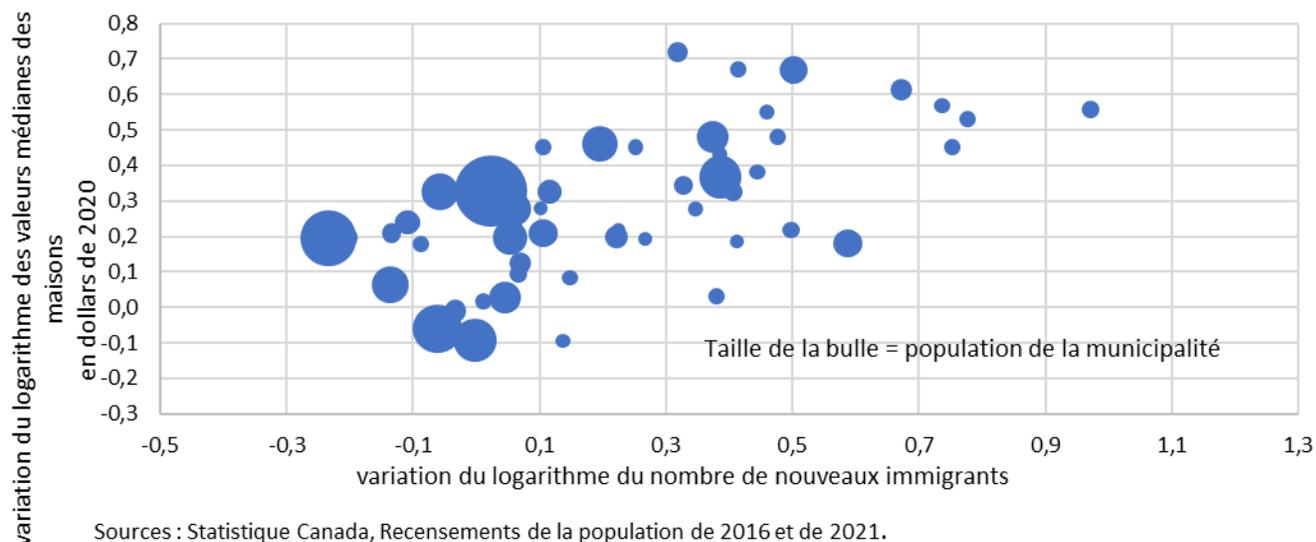
Variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants et variations des valeurs médianes des maisons dans les municipalités d'au moins 100 000 habitants, 2011 à 2016



Sources : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des ménages de 2011 et Recensement de la population de 2016

Graphique 3

Variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants et variations des valeurs médianes des maisons dans les municipalités d'au moins 100 000 habitants, 2016 à 2021



Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2016 et de 2021.

La corrélation positive observée entre les variations des valeurs médianes des maisons et la croissance du nombre de nouveaux immigrants au cours des périodes 2006-2011 et 2016-2021 suggère que les municipalités qui enregistrent des augmentations plus importantes de la valeur des maisons ont également connu une augmentation plus rapide

de la population de nouveaux immigrants. À l'inverse, la corrélation négative observée dans la période 2011–2016 suggère que les municipalités ayant une hausse plus faible de la valeur des maisons ont connu une croissance plus rapide du nombre de nouveaux immigrants. Ces mesures sommaires peuvent être mieux comprises en examinant les variations dans les grandes municipalités, comme le montre le tableau 2. Ce tableau montre les variations du nombre de nouveaux immigrants, des valeurs médianes des maisons et des loyers médians dans les municipalités d'au moins 100 000 habitants.

Comme le montre le tableau 2, au cours de la période 2006–2011, les 10 municipalités ayant enregistré l'augmentation la plus rapide du nombre de nouveaux immigrants, qui sont situées principalement dans les provinces des Prairies et au Québec, avaient également tendance à afficher une augmentation considérable des valeurs médianes des maisons. Par exemple, à Saskatoon, où le nombre de nouveaux immigrants a augmenté de 1,211 point de logarithme (ou 2,4 fois), les valeurs médianes des maisons ont enregistré l'une des plus fortes augmentations (0,544 point de logarithme, ou 72 %). De même, au cours de la période 2016–2021, huit des dix municipalités ayant enregistré les plus fortes hausses du nombre de nouveaux immigrants, toutes situées dans le sud de l'Ontario, ont enregistré une augmentation du nombre de nouveaux immigrants d'au moins 0,46 point de logarithme (ou 58 %) et une augmentation des valeurs médianes des maisons d'au moins 0,45 point de logarithme (ou 57 %).

En comparaison, au cours de la période 2011–2016, de nombreuses municipalités de la région du Grand Toronto et de Hamilton et de la région du Grand Vancouver ont connu d'importantes augmentations des valeurs médianes des maisons, mais surtout de faibles augmentations ou diminutions du nombre de nouveaux immigrants. Dans les cinq municipalités ayant connu les plus fortes augmentations du nombre de nouveaux immigrants, le nombre de nouveaux immigrants a augmenté de 0,415 (ou 51 %) à 0,730 point de logarithme (108 %), mais les valeurs médianes des maisons n'ont enregistré que de faibles augmentations, allant de 1 % à 10 %. Cette incongruité régionale entre l'augmentation de la valeur des maisons et le nombre de nouveaux immigrants explique la corrélation négative observée entre eux.

En résumé, les analyses descriptives ci-dessus montrent que, au cours de toute la période allant de 2006 à 2021, une corrélation positive a été observée entre les variations des valeurs médianes des maisons et des loyers mensuels et la croissance du nombre de nouveaux immigrants. Toutefois, lorsqu'on procède à un examen par intervalles de recensement de cinq ans, la corrélation positive n'est maintenue que pour les périodes 2006-2011 et 2016-2021, mais pas pour la période 2011-2016. Les différences entre les périodes tiennent compte des changements dans la répartition régionale élargie

des nouveaux immigrants découlant des forces combinées des politiques d'immigration et des conditions du marché du travail régional.

Tableau 2

Variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants, des valeurs médianes des maisons et des loyers médians dans les municipalités d'au moins 100 000 habitants

Variations entre 2006 et 2011				Variations entre 2011 et 2016				Variations entre 2016 et 2021			
Municipalité	nombre de nouveaux immigrants	valeur médiane des maisons	loyer médian	Municipalité	nombre de nouveaux immigrants	valeur médiane des maisons	loyer médian	Municipalité	nombre de nouveaux immigrants	valeur médiane des maisons	loyer médian
	variations des points de logarithme				variations des points de logarithme				variations des points de logarithme		
Saskatoon	1,211	0,544	0,263	Regina	0,730	0,042	0,133	Oshawa	0,971	0,559	0,168
Regina	1,131	0,608	0,254	St. John's	0,608	0,093	0,125	Barrie	0,777	0,532	0,182
Winnipeg	0,623	0,352	0,058	Saskatoon	0,527	0,010	0,079	Whitby	0,753	0,452	0,171
Edmonton	0,484	0,251	0,178	Greater Sudbury	0,431	0,061	0,086	Cambridge	0,737	0,569	0,174
Lévis	0,482	0,320	-0,006	Edmonton	0,415	0,025	0,125	Kitchener	0,671	0,614	0,202
Halifax	0,463	0,097	-0,016	Oakville	0,346	0,367	0,117	Halifax	0,587	0,181	0,133
Laval	0,444	0,177	-0,028	Lévis	0,291	0,061	0,036	London	0,502	0,670	0,171
Trois-Rivières	0,381	0,225	-0,021	Oshawa	0,290	0,350	0,059	Greater Sudbury	0,497	0,218	0,050
Gatineau	0,373	0,121	-0,061	Calgary	0,257	0,035	0,131	Guelph	0,476	0,481	0,212
Québec	0,244	0,342	-0,034	Québec	0,252	0,077	0,048	Waterloo	0,460	0,550	0,227
Calgary	0,225	0,048	0,107	Winnipeg	0,226	0,123	0,150	Milton	0,444	0,381	0,226
Surrey	0,202	0,020	-0,085	Guelph	0,226	0,205	0,064	St. Catharines	0,414	0,670	0,132
Thunder Bay	0,192	0,048	-0,085	Langley	0,183	0,253	0,012	Thunder Bay	0,413	0,187	0,093
Kelowna	0,162	0,057	-0,028	Halifax	0,161	0,035	0,088	Oakville	0,406	0,327	0,267
Longueuil	0,127	0,216	-0,060	Terrebonne	0,130	-0,003	0,005	Kelowna	0,391	0,376	0,240
Montréal	0,126	0,121	-0,048	Ajax	0,129	0,322	0,028	Ottawa	0,386	0,367	0,135
Vaughan	0,085	0,069	-0,025	Saanich	0,125	-0,003	0,065	Kingston	0,385	0,432	0,155
Saanich	0,079	0,097	-0,085	Kelowna	0,116	0,020	0,022	Lévis	0,379	0,030	0,050
Ottawa	0,060	0,106	-0,062	Burlington	0,108	0,306	0,108	Hamilton	0,374	0,481	0,162
Oakville	0,055	0,063	-0,103	Laval	0,105	0,060	0,036	Langley	0,347	0,278	0,231
Abbotsford	0,054	-0,017	-0,052	Richmond Hill	0,101	0,409	0,114	Burlington	0,327	0,344	0,168
Sherbrooke	0,038	0,151	-0,037	Coquitlam	0,091	0,265	0,118	Windsor	0,319	0,720	0,155
Richmond Hill	0,028	0,116	-0,085	Longueuil	0,080	0,012	0,027	Delta	0,266	0,192	0,247
Barrie	0,028	0,010	-0,090	Windsor	0,072	0,093	0,008	Ajax	0,252	0,452	0,228
Greater Sudbury	0,021	0,320	-0,004	Whitby	0,069	0,303	0,045	Terrebonne	0,224	0,218	0,077
Richmond	0,013	0,097	-0,036	Markham	0,068	0,387	0,080	Gatineau	0,222	0,199	0,074
Brampton	-0,003	0,064	-0,085	Surrey	0,054	0,253	0,088	Brampton	0,195	0,460	0,172
Oshawa	-0,012	0,002	-0,099	Sherbrooke	0,045	0,017	-0,002	Trois-Rivières	0,148	0,084	0,042
Markham	-0,019	0,138	-0,025	London	0,040	0,039	0,022	St. John's	0,137	-0,095	-0,018
Vancouver	-0,019	0,138	0,005	Gatineau	0,023	0,045	0,002	Vaughan	0,115	0,327	0,209
Whitby	-0,025	0,040	-0,124	Kingston	-0,005	0,041	0,089	Laval	0,106	0,209	0,071
Burlington	-0,039	0,107	-0,037	Abbotsford	-0,021	0,153	0,016	Abbotsford	0,105	0,452	0,223
Coquitlam	-0,039	0,097	-0,076	Ottawa	-0,029	0,050	0,064	Saanich	0,101	0,279	0,178
London	-0,040	0,055	-0,077	Brampton	-0,036	0,294	0,071	Burnaby	0,069	0,124	0,234
Kitchener	-0,049	0,094	-0,059	Montréal	0,046	0,034	0,053	Sherbrooke	0,066	0,095	0,036
Burnaby	-0,070	0,058	-0,035	Hamilton	-0,082	0,292	0,081	Surrey	0,061	0,278	0,261
Hamilton	-0,110	0,010	-0,139	Cambridge	-0,093	0,147	0,059	Longueuil	0,056	0,231	0,067
Mississauga	-0,184	0,048	-0,070	Trois-Rivières	0,103	0,042	-0,009	Vancouver	0,054	0,197	0,174
Toronto	-0,185	0,048	-0,085	Kitchener	-0,106	0,129	0,066	Québec	0,045	0,026	0,044
Kingston	-0,219	0,079	-0,034	Vaughan	-0,113	0,338	0,080	Toronto	0,023	0,327	0,149
Guelph	-0,229	0,058	-0,107	Vancouver	-0,119	0,300	0,114	Saguenay	0,011	0,016	0,049
Cambridge	-0,283	0,012	-0,059	Mississauga	-0,136	0,322	0,075	Edmonton	-0,002	-0,092	-0,054
Saguenay	-0,291	0,335	-0,063	Toronto	-0,147	0,322	0,091	Saskatoon	-0,034	-0,010	-0,026
St. Catharines	-0,299	0,006	-0,104	Richmond	-0,148	0,140	0,075	Regina	-0,040	-0,079	-0,072
Windsor	-0,377	-0,198	-0,194	Barrie	-0,159	0,240	0,079	Mississauga	-0,057	0,327	0,162
Chatham-Kent	-0,762	-0,078	-0,087	Burnaby	-0,172	0,205	0,053	Calgary	-0,062	-0,061	-0,070
..	St. Catharines	-0,200	0,088	0,042	Coquitlam	-0,088	0,179	0,231
..	Saguenay	-0,225	0,050	0,012	Markham	-0,109	0,240	0,205
..	Thunder Bay	-0,245	0,280	0,093	Richmond Hill	-0,134	0,209	0,238
..	Winnipeg	-0,136	0,063	0,105
..	Richmond	-0,203	0,197	0,184
..	Montréal	-0,234	0,195	0,069

Remarque : non disponible pour une période de référence précise

Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2006, 2016 et 2021 et Enquête nationale auprès des ménages de 2011

Pour la période 2006–2011, le nombre de nouveaux immigrants a augmenté principalement dans les provinces des Prairies et au Québec, mais a diminué en Ontario. Ces changements dans la répartition des nouveaux immigrants ont été causés par l'expansion du Programme des candidats des provinces et la situation économique solide dans les provinces des Prairies, ainsi que par les variations dans les régions d'origine des immigrants (Bonikowska, Hou et Picot, 2017). Au cours de cette période, les prix des logements ont augmenté considérablement dans les provinces des Prairies et au Québec, mais ont peu changé en Ontario et en Colombie-Britannique. Par conséquent, l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants et l'augmentation de la valeur des maisons se sont produites en même temps à l'échelle régionale.

Au cours de la période 2011–2016, le nombre de nouveaux immigrants a continué d'augmenter principalement en Saskatchewan et en Alberta, car les deux provinces affichaient les taux de chômage les plus faibles au pays, mais les valeurs médianes des maisons dans ces deux provinces ont peu changé au cours de cette période. En revanche, le nombre de nouveaux immigrants a diminué en Ontario, qui a connu la plus forte augmentation de la valeur des maisons au pays. Le nombre de nouveaux immigrants a également diminué en Colombie-Britannique et est demeuré stable au Québec; les deux provinces n'ont enregistré qu'une légère augmentation de la valeur des maisons. Dans l'ensemble, il y a eu un décalage entre la croissance du nombre de nouveaux immigrants et la valeur des maisons à l'échelle régionale élargie au cours de cette période.

Au cours de la période 2016–2021, le nombre de nouveaux immigrants a augmenté principalement en Ontario, où les taux de chômage ont diminué par rapport à la période précédente de cinq ans. Dans une moindre mesure, le nombre de nouveaux immigrants a également augmenté en Colombie-Britannique, qui avait tendance à afficher les taux de chômage les plus faibles au pays au cours de cette période. Les provinces de l'Atlantique ont également enregistré des taux élevés d'augmentation du nombre de nouveaux immigrants, même si la région affichait les taux de chômage les plus élevés. Cette augmentation du nombre de nouveaux immigrants est principalement attribuable au Programme des candidats des provinces (Picot, Hou et Crossman, 2023). Le nombre de nouveaux immigrants a diminué dans les provinces des Prairies, où les taux de chômage ont augmenté par rapport à la période précédente de cinq ans. Au cours de cette période, la plus forte augmentation de la valeur des maisons a été enregistrée en Ontario et en Colombie-Britannique, mais la valeur des maisons a diminué en Saskatchewan et en Alberta. Dans l'ensemble, la croissance du nombre de nouveaux immigrants correspondait à l'augmentation de la valeur des maisons à l'échelle régionale élargie au cours de cette période.

Résultats de l'analyse multivariée

Valeurs de la maison

Le tableau 3 présente les estimations non pondérées et pondérées des modèles à effets fixes de différence première et des modèles de variables instrumentales à effets fixes de première différence pour les valeurs des maisons. Les modèles sont exécutés pour la mise en commun des données des trois périodes et pour la mise en commun des données de deux des trois périodes. En général, les associations estimées entre les augmentations de la valeur des maisons et le nombre de nouveaux immigrants étaient beaucoup plus fortes dans les estimations pondérées que dans les estimations non pondérées. Cela s'explique par le fait que ces associations étaient plus fortes dans les grandes municipalités (comme le montre plus loin le tableau 4) et que les estimations pondérées accordent plus de poids aux grandes municipalités dans l'estimation. La discussion qui suit porte sur les résultats pondérés, car ils tiennent mieux compte du fait que la plupart des nouveaux immigrants sont concentrés dans un nombre relativement restreint de grandes municipalités¹².

Les variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants étaient associées de façon positive et significative aux variations du logarithme des valeurs médianes des maisons dans le modèle présentant les données groupées de trois périodes (tableau 3). Dans le modèle à effets fixes, une augmentation d'un point de logarithme du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,032 point de la valeur des maisons, ou une augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,032 % de la valeur des maisons. L'effet estimé, dans le mode des variables instrumentales à effet fixe était beaucoup plus important : il s'élevait à 0,143 %.

¹² Par exemple, en 2021, 82,3 % des nouveaux immigrants vivaient dans 55 municipalités comptant au moins 100 000 habitants, 14,3 % dans 362 municipalités comptant entre 10 000 et 100 000 habitants, et seulement 3,4 % dans 4 400 municipalités comptant moins de 10 000 habitants.

Tableau 3

Modèle de première différence avec effets fixes de la municipalité et variables instrumentales prédisant les variations du logarithme des valeurs médianes des maisons dans les municipalités d'au moins 1 000 habitants, Canada

	Trois périodes groupées		Données groupées de 2006 à 2011 et de 2011 à 2016		Données groupées de 2011 à 2016 et de 2016 à 2021		Données groupées de 2006 à 2011 et de 2016 à 2021	
	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste
Non pondéré								
Modèles à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,007 **	0,002	0,001	0,003	0,009 **	0,003	0,012 **	0,004
Proportion initiale de la population née au Canada	0,013 ***	0,002	0,002	0,003	0,013 ***	0,003	0,018 ***	0,003
Variation du logarithme du nombre de logements	0,199 ***	0,048	0,051	0,068	0,230 **	0,069	0,240 ***	0,056
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,481 ***	0,035	0,210 ***	0,042	0,506 ***	0,049	0,784 ***	0,048
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,003 *	0,001	0,000	0,001	-0,005 **	0,002	-0,006 **	0,002
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,003 *	0,001	0,002 ***	0,002	0,001	0,002	0,005 **	0,002
Variation du taux de chômage	0,001	0,001	-0,005 ***	0,001	0,009 ***	0,001	0,001	0,001
Modèles de variables instrumentales à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,060 **	0,021	0,003	0,020	0,093	0,049	0,112 **	0,034
Proportion initiale de la population née au Canada	0,001	0,005	0,002	0,006	-0,008	0,013	-0,001	0,007
Variation du logarithme du nombre de logements	0,157 **	0,051	0,049	0,072	0,168 *	0,075	0,199 **	0,064
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,484 ***	0,038	0,211 ***	0,044	0,458 ***	0,065	0,781 ***	0,060
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,003	0,001	0,000	0,001	-0,004 *	0,002	-0,005	0,003
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,004 **	0,001	0,002	0,002	0,001	0,002	0,006 *	0,002
Variation du taux de chômage	0,001	0,001	-0,005 ***	0,001	0,007 ***	0,002	0,000	0,002
Pondéré en fonction de la population totale de la municipalité								
Modèles à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,032 ***	0,004	0,005	0,005	0,030 ***	0,007	0,066 ***	0,008
Proportion initiale de la population née au Canada	0,019 ***	0,004	0,010	0,009	0,017	0,010	0,015 **	0,005
Variation du logarithme du nombre de logements	0,104	0,098	-0,251	0,142	0,610 ***	0,124	-0,059	0,107
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,703 ***	0,102	0,216 **	0,082	0,170	0,177	1,117 ***	0,124
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,007 *	0,003	0,008 ***	0,003	-0,017 ***	0,004	-0,018 **	0,006
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,025 ***	0,005	0,025 ***	0,004	0,010	0,006	0,024 ***	0,005
Variation du taux de chômage	0,000	0,004	-0,024 ***	0,003	0,009 *	0,004	0,016 ***	0,004
Modèles de variables instrumentales à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,143 ***	0,031	0,039	0,029	0,149 *	0,060	0,243 ***	0,042
Proportion initiale de la population née au Canada	0,008	0,005	0,006	0,010	0,002	0,012	0,000	0,004
Variation du logarithme du nombre de logements	0,030	0,091	-0,300 *	0,150	0,540 ***	0,120	-0,114	0,092
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,664 ***	0,089	0,218 **	0,083	0,127	0,162	1,061 ***	0,092
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,005	0,003	0,008 **	0,003	-0,015 **	0,004	-0,012 *	0,006
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,024 ***	0,004	0,025 ***	0,004	0,009	0,006	0,019 ***	0,005
Variation du taux de chômage	-0,002	0,004	-0,024 ***	0,003	0,006	0,005	0,011 ***	0,004

* significatif p < 0,05

** significatif p < 0,01

*** significatif p < 0,001

Remarque : Tous les modèles comprennent également des effets fixes de la municipalité et la période. Le premier modèle compte 2 001 municipalités uniques et 5 827 observations, avec une valeur F de 28 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 39 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le deuxième modèle compte 1 985 municipalités uniques et 3 888 observations, avec une valeur F de 12 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 12 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le troisième modèle compte 1 965 municipalités uniques et 3 888 observations, avec une valeur F de 25 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 22 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le quatrième modèle compte 1 994 municipalités uniques et 3 878 observations, avec une valeur F de 44 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 60 pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes.

Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2001, 2006, 2016 et 2021, et Enquête nationale auprès des ménages de 2011

À l'échelle globale, au cours de la période à l'étude, l'augmentation moyenne sur cinq ans de la valeur des maisons dans les municipalités de 1 000 habitants ou plus a été

de 0,170 point de logarithme (ou environ 18,5 %), et l'augmentation moyenne sur cinq ans du nombre de nouveaux immigrants a été de 0,131 point de logarithme. Par conséquent, en moyenne, l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants représentait 2,5 % ($0,032 \times 0,131/0,170$) de l'augmentation globale de la valeur des maisons dans l'estimation à effets fixes ou 11,0 % ($0,143 \times 0,131/0,170$) dans l'estimation des variables instrumentales à effets fixes.

Les coefficients de régression pour les variables de contrôle montrent que les augmentations du revenu familial et de la proportion des jeunes adultes étaient associées de façon positive aux augmentations de la valeur des maisons dans les modèles pondérés à effets fixes et de variables instrumentales à effets fixes. Les coefficients pour la proportion initiale de la population née au Canada et les variations de la proportion de personnes âgées étaient importants dans le modèle à effets fixes, mais pas dans le modèle des variables instrumentales à effets fixes.

Lorsque les modèles ont été exécutés pour la mise en commun de deux des trois périodes, il n'est pas surprenant que les deux modèles concernant la période 2011-2006 aient un coefficient plus faible pour les variations du logarithme du nombre de nouveaux immigrants que le modèle regroupant les périodes 2006-2011 et 2016-2021. Comme nous l'avons vu précédemment, au cours de la période 2011-2016, la corrélation entre les variations de la valeur des maisons et le nombre de nouveaux immigrants était négative.

L'association entre l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants et l'augmentation de la valeur des maisons avait tendance à augmenter avec la taille de la population des municipalités (tableau 4). En outre, les effets estimés étaient similaires entre les modèles non pondérés et pondérés parmi les grandes municipalités. Ce résultat est probablement dû au fait que la variation de la taille de la population entre les municipalités a été considérablement réduite lorsque les petites municipalités ont été exclues. Les effets estimés étaient également similaires des modèles à effets fixes et des modèles à variables instrumentales à effets fixes dans les grandes municipalités. Ce résultat indique que l'endogénéité est surtout un problème dans les petites municipalités. Comme la plupart des nouveaux immigrants ne s'établissent pas dans les petites municipalités, il est possible que l'obtention d'un logement plus abordable soit un facteur dans le choix de l'emplacement des nouveaux immigrants qui s'y établissent. À l'inverse, la plupart des nouveaux immigrants s'établissent dans les grandes municipalités, peu importe le prix de leur logement et les hausses de prix potentielles.

Tableau 4
Coefficients de variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants dans les modèles de première différence avec effets fixes de la municipalité et variables instrumentales prédisant le logarithme des valeurs médianes des maisons entre les municipalités, selon la taille de la population et la région géographique

Selon la taille de la population de la municipalité				Selon la région géographique					
	Modèle à effets fixes		Modèle de variables instrumentales à effets fixes		Modèle à effets fixes				
	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste			
Population de 5 000 habitants ou plus				Provinces de l'Atlantique					
Non pondéré	0,013 **	0,005	0,077 *	0,039	Non pondéré	0,004	0,005		
Pondéré selon la population de la municipalité	0,056 ***	0,008	0,195 ***	0,050	Pondéré selon la population de la municipalité	-0,001	0,006		
Population de 10 000 habitants ou plus				Québec					
Non pondéré	0,043 ***	0,008	0,160 *	0,064	Non pondéré	0,004	0,003		
Pondéré selon la population de la municipalité	0,109 ***	0,015	0,274 ***	0,055	Pondéré selon la population de la municipalité	0,010 **	0,003		
Population de 100 000 habitants ou plus				Ontario					
Non pondéré	0,348 ***	0,091	0,361 ***	0,113	Non pondéré	0,011 *	0,005		
Pondéré selon la population de la municipalité	0,376 ***	0,079	0,419 ***	0,098	Pondéré selon la population de la municipalité	0,034 ***	0,008		
Population de plus de 1 000 habitants à moins de 50 000 habitants				Manitoba et Saskatchewan					
Non pondéré	0,006 *	0,002	0,059 **	0,022	Non pondéré	0,002	0,007		
Pondéré selon la population de la municipalité	0,014 ***	0,003	0,095 ***	0,025	Pondéré selon la population de la municipalité	0,003	0,007		
Population de plus de 1 000 habitants à moins de 10 000 habitants				Alberta					
Non pondéré	0,003	0,002	0,042	0,022	Non pondéré	-0,002	0,009		
Pondéré selon la population de la municipalité	0,003	0,002	0,043 *	0,025	Pondéré selon la population de la municipalité	0,006	0,011		
				Colombie-Britannique					
				Non pondéré				0,009	0,007
				Pondéré selon la population de la municipalité				0,025 *	0,011
* significatif p < 0,05									
** significatif p < 0,01									
*** significatif p < 0,001									
Remarque : Chaque modèle comprend également des effets fixes de la municipalité et la période et d'autres variables de contrôle dans le tableau 3. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 5 000 habitants ou plus compte 708 municipalités uniques, 2 124 observations et une valeur F de 32 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 46 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 10 000 habitants ou plus compte 403 municipalités uniques, 1 209 observations et une valeur F de 37 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 52 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 100 000 habitants ou plus compte 53 municipalités uniques, 159 observations et une valeur F de 40 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 38 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 1 000 à 50 000 habitants compte 1 901 municipalités uniques, 5 527 observations et une valeur F de 79 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 69 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 1 000 à 10 000 habitants compte 1 598 municipalités uniques, 4 618 observations et une valeur F de 85 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 68 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les provinces de l'Atlantique compte 322 municipalités uniques, 935 observations et une valeur F de 15 (p<0,001). Le modèle pour le Québec compte 638 municipalités uniques, 1 861 municipalités et une valeur F de 91 (p<0,001). Le modèle pour l'Ontario compte 346 municipalités uniques, 1 026 observations et une valeur F de 88 (p<0,001). Le modèle pour le Manitoba et la Saskatchewan compte 228 municipalités uniques, 638 observations et une valeur F de 42 (p<0,001). Le modèle pour l'Alberta compte 177 municipalités uniques, 521 observations et une valeur F de 58 (p<0,001). Le modèle de la Colombie-Britannique compte 267 municipalités uniques, 784 observations et une valeur F de 15 (p<0,001).									
Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2001, 2006, 2016 et 2021, et Enquête nationale auprès des ménages de 2011									

Dans l'ensemble des municipalités comptant au moins 100 000 habitants, une augmentation d'un point de logarithme du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,376 point de la valeur des maisons dans le modèle pondéré à effets fixes, ou une augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,376 % de la valeur des maisons. Dans le modèle des variables instrumentales à effets fixes, une augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,419 % de la valeur des maisons. Au cours de la période à l'étude, l'augmentation moyenne sur cinq ans de la population de nouveaux immigrants a été de 0,089 point de logarithme, et l'augmentation de la valeur des maisons a été de 0,181 point de logarithme parmi les municipalités d'au moins

100 000 habitants. Ainsi, dans ces municipalités, l'augmentation de la population de nouveaux immigrants représentait 18,5 % ($=0,376 \cdot 0,089 / 0,181$) de l'augmentation globale de la valeur des maisons dans le modèle à effets fixes, et 20,6 % ($=0,419 \cdot 0,089 / 0,181$) dans le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Au cours de la période à l'étude, 53 municipalités avaient une telle taille de population et environ 82 % des nouveaux immigrants habitaient dans ces grandes municipalités en 2021.

Selon la région géographique, le coefficient de l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants était statistiquement significatif en Ontario, au Québec et en Colombie-Britannique dans le modèle pondéré à effets fixes, mais pas dans les autres provinces ou régions. Comme il a été mentionné précédemment, les résultats des modèles des variables instrumentales à effets fixes par province ne sont pas présentés parce que l'instrument n'a pas réussi le test des instruments faibles.

Loyers

À l'instar des résultats sur la valeur des maisons, dans les modèles de régression pour les loyers, le coefficient de l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants locataires était plus élevé dans les estimations pondérées que dans les estimations non pondérées, et plus élevé dans les modèles de variables instrumentales à effets fixes que dans les modèles à effets fixes (tableau 5). La discussion des résultats porte sur les résultats pondérés.

Dans le modèle à effets fixes regroupant les trois périodes, une augmentation d'un point de logarithme du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,011 point de logarithme des loyers médians dans les municipalités comptant au moins 1 000 habitants, ou une augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,011 % des loyers. Dans le modèle des variables instrumentales à effets fixes, une augmentation de 1 % du nombre de nouveaux immigrants était associée à une augmentation de 0,045 % des loyers. Au cours de la période à l'étude, l'augmentation moyenne sur cinq ans des loyers médians a été de 0,052 point de logarithme dans les municipalités d'au moins 1 000 habitants, tandis que l'augmentation moyenne sur cinq ans du nombre de nouveaux immigrants était de 0,131 point de logarithme. Ainsi, l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants représentait 2,8 % ($=0,011 \cdot 0,131 / 0,052$) de l'augmentation globale des loyers médians dans le modèle à effets fixes, et 11,3 % ($=0,045 \cdot 0,131 / 0,052$) dans le modèle des variables instrumentales à effets fixes.

Tableau 5

Modèle de première différence avec effets fixes de la municipalité et variables instrumentales prédisant les variations du logarithme des loyers médians dans les municipalités d'au moins 1 000 habitants, Canada

	Trois périodes groupées		Données groupées de 2006 à 2011 et de 2011 à 2016		Données groupées de 2011 à 2016 et de 2016 à 2021		Données groupées de 2006 à 2011 et de 2016 à 2021	
	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste
Non pondéré								
Modèles à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,002	0,003	0,001	0,004	0,000	0,004	0,005	0,004
Proportion initiale de la population née au Canada	0,005 *	0,002	0,004	0,005	0,004	0,003	0,005	0,002
Variation du logarithme du nombre de logements	0,017	0,061	-0,124	0,109	0,050	0,068	0,084	0,064
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,176 ***	0,050	0,056	0,068	0,158 *	0,064	0,368 ***	0,054
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,003	0,002	-0,001	0,003	-0,005 **	0,002	-0,001	0,003
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,000	0,002	0,000	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Variation du taux de chômage	0,003 *	0,001	0,001	0,002	0,003	0,001	0,005 ***	0,002
Modèles de variables instrumentales à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,022	0,022	0,020	0,028	0,055	0,047	-0,007	0,030
Proportion initiale de la population née au Canada	0,000	0,006	-0,002	0,010	-0,009	0,012	0,007	0,006
Variation du logarithme du nombre de logements	0,002	0,066	-0,145	0,119	0,012	0,081	0,089	0,065
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,178 ***	0,050	0,067	0,070	0,130	0,071	0,368 ***	0,054
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,003	0,002	-0,001	0,003	-0,005 **	0,002	-0,001	0,003
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,001	0,002	0,000	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Variation du taux de chômage	0,002	0,001	0,001	0,002	0,002	0,002	0,005 ***	0,002
Pondéré en fonction de la population totale de la municipalité		0,010						
Modèles à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,011 ***	0,003	0,000	0,004	0,011 **	0,003	0,020 ***	0,005
Proportion initiale de la population née au Canada	0,008 *	0,003	0,007	0,004	0,004	0,004	0,005	0,003
Variation du logarithme du nombre de logements	0,036	0,061	0,025	0,095	0,098	0,066	-0,020	0,070
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,537 ***	0,066	0,133 *	0,065	0,424 ***	0,075	0,763 ***	0,088
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,005 *	0,002	0,000	0,002	-0,010 ***	0,002	-0,007 *	0,003
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,013 ***	0,002	0,009 ***	0,003	0,007 **	0,003	0,016 ***	0,003
Variation du taux de chômage	0,004 **	0,001	-0,006 ***	0,001	0,007 ***	0,001	0,008 ***	0,002
Modèles de variables instrumentales à effets fixes								
Variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants	0,045 *	0,019	0,004	0,028	0,075 *	0,032	0,056 *	0,026
Proportion initiale de la population née au Canada	0,004	0,004	0,007	0,005	-0,004	0,005	0,002	0,004
Variation du logarithme du nombre de logements	0,013	0,061	0,020	0,104	0,061	0,067	-0,032	0,069
Variation du logarithme du revenu corrigé en fonction du nombre d'équivalents-adulte	0,525 ***	0,066	0,133 *	0,065	0,402 ***	0,071	0,752 ***	0,086
Variations du pourcentage de personnes âgées de 65 ans et plus	-0,004 *	0,002	0,000	0,002	-0,008 ***	0,002	-0,006	0,003
Variation du pourcentage de jeunes adultes âgés de 19 à 34 ans	0,013 ***	0,002	0,009 **	0,003	0,007 *	0,003	0,015 ***	0,003
Variation du taux de chômage	0,003 **	0,001	-0,006 ***	0,001	0,005 ***	0,001	0,007 ***	0,002

* significatif p < 0,05

** significatif p < 0,01

*** significatif p < 0,001

Remarque : Tous les modèles comprennent également des effets fixes de la municipalité et de la période. Le premier modèle compte 1 999 municipalités uniques et 5 819 observations, avec une valeur F de 67 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 70 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le deuxième modèle compte 1 980 municipalités uniques et 3 879 observations, avec une valeur F de 25 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 25 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le troisième modèle compte 1 964 municipalités uniques et 3 885 observations, avec une valeur F de 36 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 39 pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le quatrième modèle compte 1 993 municipalités uniques et 3 874 observations, avec une valeur F de 86 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 81 pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes.

Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2001, 2006, 2016 et 2021, et Enquête nationale auprès des ménages de 2011

Les coefficients des variables de contrôle montrent que les augmentations du revenu familial médian, de la proportion des jeunes adultes et des taux de chômage étaient

associées à une hausse des loyers, tandis que l'augmentation de la proportion de personnes âgées était associée à une baisse des loyers.

Lorsque les modèles ont été exécutés pour deux périodes groupées, le coefficient de variation du nombre de nouveaux immigrants était significatif pour les périodes groupées de 2011–2016 et 2016–2021 et pour les périodes groupées de 2006–2011 et 2016–2021, mais pas pour les périodes groupées de 2006–2011 et 2011–2016.

L'effet de la hausse du nombre de nouveaux immigrants sur les loyers semble augmenter avec la taille de la population des municipalités, comme le montre le tableau 6. Plus précisément, dans les municipalités d'au moins 100 000 habitants, une augmentation d'un point de logarithme du nombre de nouveaux immigrants correspondait à une hausse de 0,077 point de logarithme des loyers médians selon le modèle pondéré à effets fixes et à une augmentation de 0,086 point de logarithme selon le modèle pondéré des variables instrumentales à effets fixes. À l'échelle globale, les municipalités de plus de 100 000 habitants ont enregistré une augmentation de 0,057 point de logarithme des loyers médians, tandis que la population des nouveaux immigrants a augmenté de 0,089 point de logarithme. Par conséquent, la croissance du nombre de nouveaux immigrants représentait 12,0 % de l'augmentation globale du loyer ($0,077 \times 0,089 / 0,057$) dans le modèle à effets fixes, soit 13,4 % ($0,086 \times 0,089 / 0,057$) selon l'estimation du modèle des variables instrumentales à effets fixes.

Dans l'ensemble des régions géographiques, le coefficient de l'augmentation du nombre de nouveaux immigrants n'était statistiquement significatif qu'en Ontario et en Colombie-Britannique.

Tableau 6

Coefficients de variation du logarithme du nombre de nouveaux immigrants dans les modèles de première différence avec effets fixes de la municipalité et variables instrumentales prédisant le logarithme des loyers médians entre les municipalités, selon la taille de la population et la région géographique

Selon la taille de la population de la municipalité					Selon la région géographique		
	Modèle à effets fixes		Modèle de variables instrumentales à effets fixes		Modèle à effets fixes		
	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	coefficient	erreur type robuste	
Population de 5 000 habitants ou plus					Provinces de l'Atlantique		
Non pondéré	0,003	0,004	0,011	0,024	Non pondéré	-0,002	0,005
Pondéré selon la population de la municipalité	0,015 ***	0,005	0,052 *	0,026	Pondéré selon la population de la municipalité	-0,001	0,005
Population de 10 000 habitants ou plus					Québec		
Non pondéré	0,012	0,006	-0,006	0,034	Non pondéré	-0,003	0,004
Pondéré selon la population de la municipalité	0,030 ***	0,008	0,067 *	0,033	Pondéré selon la population de la municipalité	-0,001	0,003
Population de 100 000 habitants ou plus					Ontario		
Non pondéré	0,085 *	0,036	0,097	0,058	Non pondéré	0,018	0,010
Pondéré selon la population de la municipalité	0,077 *	0,031	0,086 *	0,041	Pondéré selon la population de la municipalité	0,015 *	0,006
Population de plus de 1 000 habitants à moins de 50 000 habitants					Manitoba et Saskatchewan		
Non pondéré	0,001	0,003	0,021	0,022	Non pondéré	0,003	0,010
Pondéré selon la population de la municipalité	0,004	0,003	0,031	0,019	Pondéré selon la population de la municipalité	0,018	0,031
Population de plus de 1 000 habitants à moins de 10 000 habitants					Alberta		
Non pondéré	0,001	0,003	0,020	0,025	Non pondéré	-0,008	0,008
Pondéré selon la population de la municipalité	0,000	0,003	0,024	0,023	Pondéré selon la population de la municipalité	-0,006	0,008
					Colombie-Britannique		
					Non pondéré	0,005	0,009
					Pondéré selon la population de la municipalité	0,023 *	0,009
* significatif p < 0,05							
** significatif p < 0,01							
*** significatif p < 0,001							

Remarque : Chaque modèle comprend également des effets fixes de la municipalité et la période et d'autres variables de contrôle dans le tableau 5. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 5 000 habitants ou plus compte 708 municipalités uniques, 2 124 observations et une valeur F de 72 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 71 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités ayant une population de 10 000 habitants ou plus compte 403 municipalités uniques, 1209 observations et une valeur F de 77 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 71 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes; le modèle pour les municipalités ayant une population de 100 000 habitants ou plus compte 53 municipalités uniques, 159 observations et une valeur F de 83 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 67 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités de 1 000 à 50 000 habitants compte 1 899 municipalités uniques, 5 519 observations et une valeur F de 38 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 37 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le modèle pour les municipalités de 1 000 à 10 000 habitants compte 1 899 municipalités uniques, 5 519 observations et une valeur F de 38 (p<0,001) pour le modèle à effets fixes et de 23 (p<0,001) pour le modèle des variables instrumentales à effets fixes. Le nombre de municipalités, d'observations et de valeurs F uniques est de 320, 931 et 4 pour les provinces de l'Atlantique; 638, 1861 et 41 pour le Québec; 346, 1026 et 219 pour l'Ontario; 228, 633 et 8 pour le Manitoba et la Saskatchewan; 177, 521 et 54 pour l'Alberta; et 267, 784 et 29 pour la Colombie-Britannique.

Sources : Statistique Canada, Recensements de la population de 2001, 2006, 2016 et 2021, et Enquête nationale auprès des ménages de 2011

Conclusion et discussions

La présente étude portait sur l'association empirique entre la croissance du nombre de nouveaux immigrants et les valeurs médianes des maisons des logements occupés par leur propriétaire, ainsi que les loyers médians des logements locatifs de 2006 à 2021. L'analyse s'est appuyée sur les données recueillies au moyen d'un panel à l'échelle municipale du questionnaire détaillé de recensement et a utilisé des modèles de variables instrumentales à effets fixes de différence première.

Les résultats montrent que, au cours de la période à l'étude, la hausse de l'afflux de nouveaux immigrants, qui sont arrivés au Canada au cours des cinq dernières années, a représenté en moyenne 11 % de l'augmentation des valeurs médianes des maisons et des loyers médians dans les municipalités d'au moins 1 000 habitants. Cette association était nettement plus marquée dans les grandes municipalités. Dans les 53 municipalités de plus de 100 000 habitants qui, ensemble, attiraient plus de 80 % des nouveaux immigrants, la hausse du nombre de nouveaux immigrants expliquait 21 % de l'augmentation globale des valeurs médianes des maisons et 13 % de celle des loyers médians. Dans ces grandes municipalités, l'effet sur la valeur des maisons avait tendance à être plus important que sur les loyers, peut-être en raison des politiques de contrôle des loyers dans de nombreuses provinces qui peuvent plafonner les augmentations de loyer pour certaines propriétés (Gorski, 2023).

Toutefois, le lien entre l'immigration et les prix des logements a varié au fil du temps et d'une région à l'autre, mettant en évidence le fait que l'immigration n'est pas le facteur unique qui influe sur les prix des logements. Son incidence dépend souvent des conditions économiques locales, des politiques en matière de logement et des difficultés en matière d'offre, ainsi que d'autres facteurs régionaux qui changent au fil du temps. Par exemple, il y avait un écart évident entre les régions où les nouveaux immigrants se sont établis et celles où les prix des logements ont augmenté de 2011 à 2016, lorsque la Saskatchewan et l'Alberta ont connu une croissance importante du nombre d'immigrants, mais peu de changements dans la valeur des logements. À l'inverse, l'Ontario a accueilli un moins grand nombre de nouveaux immigrants, mais a connu l'augmentation la plus rapide de la valeur des logements. Cette disparité a entraîné une corrélation négative entre les nouveaux immigrants et les prix des logements au cours de cette période. Toutefois, au cours des cinq années suivantes, le nombre de nouveaux immigrants a surtout augmenté en Ontario, où les prix des maisons ont poursuivi la tendance à la hausse, tandis que les provinces des Prairies ont enregistré à la fois une diminution du nombre de nouveaux

immigrants et une stabilisation ou une légère augmentation des prix des logements, ce qui a entraîné une corrélation positive pendant cette période.

L'association entre les prix des logements et les nouveaux immigrants n'était pas uniforme d'une province à l'autre. L'Ontario, la Colombie-Britannique et le Québec – les provinces qui ont accueilli le plus grand nombre d'immigrants et où les prix des logements étaient parmi les plus élevés – ont constaté une corrélation positive entre la croissance de l'immigration et les prix des logements au cours de la période à l'étude. À l'inverse, la relation n'était généralement pas statistiquement significative dans d'autres provinces. Cette variation indique que l'incidence de l'immigration sur les coûts du logement pourrait être plus importante dans certaines provinces, probablement en raison d'une combinaison de facteurs qui influent sur la demande et l'offre de logements dans le paysage économique et du logement unique de chaque province.

L'incidence variée de l'immigration sur les prix des logements dans les différentes régions et périodes suggère que les tendances observées sont étroitement liées au contexte économique et politique particulier de chaque région et période. Par conséquent, les tendances observées de 2006 à 2021 pourraient ne pas nécessairement continuer à l'avenir, car l'interaction dynamique entre l'immigration et les prix des logements peut être modifiée par de nombreux facteurs. Par conséquent, les dimensions spatiales et temporelles devraient être intégrées aux évaluations stratégiques de l'incidence de l'immigration sur le marché du logement.

Références :

- Aitken, A. *Essays on Prices, Wealth, and Mobility*, 2015. Thèse de doctorat, https://pure.royalholloway.ac.uk/ws/portalfiles/portal/24137549/andrewaitken_thesis.pdf. Page consultée le 18 décembre 2026.
- Akbari, A. H. et Y Aydede. « Effects of immigration on house prices in Canada », *Applied Economics*, 44(13), 2012, p. 1645 à 1658.
- Bernhard, D. « Immigrants didn't cause our failings. We did that all by ourselves ». *The Globe and Mail*, 2023, 15 septembre 2023.
- Bian, X., N. E. Coulson et X Sun. *Warmth of the welcome: Immigration and local housing returns*, 2023. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4490130>
- Bonikowska, A., F. Hou et P. Picot. « New immigrants seeking new places: The role of program changes in the regional redistribution of entering immigrants », *Growth and Change* 48(1), 2017, p 174 à 190.
- Burchardi, K. B., T. Chaney et T. A. Hassan. « Migrants, ancestors, and foreign investments », *The Review of Economic Studies*, 86(4), 2019, p. 1448 à 1486.
- Caranci, B., J. Orlando et R. Sondhi. « Équilibrer la hausse de la population canadienne, économie », *TD economics*, 2023. <https://economics.td.com/fr-balancing-canada-population>. Page consultée le 15 septembre 2023.
- Chong, F. « Housing Price, Mortgage Interest Rate and Immigration », *Real Estate Management and Valuation*, 28(3), 2020, p. 36 à 44.
- Société canadienne d'hypothèques et de logement. *Méthode de l'Évaluation du marché de l'habitation (EMH)*, 2021. <https://www.cmhc-schl.gc.ca/professionnels/marche-du-logement-donnees-et-recherche/recherche-sur-le-logement/enquetes-sur-le-logement/methodes-denquete/methode-de-levaluation-du-marche-de-lhabitation-emh#footnote13>
- Société canadienne d'hypothèques et de logement. *Pénurie de logements au Canada : Mise à jour sur la quantité de logements nécessaire d'ici 2030*, 2023. <https://www.cmhc-schl.gc.ca/professionnels/marche-du-logement-donnees-et-recherche/recherche-sur-le-logement/rapports-de-recherche-en-habitation/accroitre-loffre-de-logements/penurie-logements-canada-mise-a-jour-sur-quantite-necessaire-ici-2030>
- Cochrane, W. et J. Poot. *Effects of Immigration on Local Housing Markets*, 2021. Dans : Kourtit, K., B Newbold, P. Nijkamp, M. Partridge. (dir.) *The Economic Geography of Cross-Border Migration*. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-48291-6_12

D'Albis, H., E. Boubtane et D. Coulibaly. « International migration and regional housing markets: Evidence from France », *International Regional Science Review*, 42(2), 2019, p. 147 à 180.

Filipowicz, J. et S. Lafleur. *Getting our houses in order: How a lack of intergovernmental policy coordination undermines housing affordability in Canada*, 2023. Institut Macdonald-Laurier <https://macdonaldlaurier.ca/getting-our-houses-in-order-how-a-lack-of-intergovernmental-policy-coordination-undermines-housing-affordability-in-canada> (page consultée le 28 avril 2023).

Fortin, P. *La croissance démographique provoque la crise de l'habitation*, 2023 <https://lactualite.com/lactualite-affaires/la-croissance-demographique-provoque-la-crise-de-lhabitation>

Gorski, A. *L'histoire de deux locataires : l'abordabilité du logement chez les locataires récents et les locataires existants, au Canada*, 2023 (statcan.gc.ca), Statistique Canada.

Jaeger, D. A., J. Ruist, J. et J. Stuhler. *Shift-share instruments and the impact of immigration* (document de travail 24285), 2018. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w24285>

Khan, M., O. Bilyk et M. Ackman. *Le point sur les déséquilibres sur le marché du logement et l'endettement des ménages (2021-4)*, 2021, Banque du Canada. <https://doi.org/10.34989/san-2021-4>

Latif, E. « Immigration and Housing Rents in Canada: A Panel Data Analysis », *Economic Issues*, 20(1), 2015, p. 91 à 108.

Ley, D. et J. Tutchener. « Immigration, globalisation and house prices in Canada's gateway cities ». *Housing Studies*, 16(2), 2001, p. 199 à 223. <https://doi.org/10.1080/02673030120038483>

Marion, S. (2023). *Hot Charts - Canada: A housing affordability Armageddon?* Banque nationale du Canada, 2 août 2023. Page consultée le 3 août 2023.

Mussa, A., U. G. Nwaogu et S. Pozo. « Immigration and housing: A spatial econometric analysis », *Journal of Housing Economics*, 35(C), 2017, p. 13 à 25.

Ottaviano, G. I. P. et G. Peri. *Rethinking the Gains from Immigration: Theory and Evidence from the U.S.*, 2005, National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w11672>

Paciorek, A. *Supply Constraints and Housing Market Dynamics*, 2011. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1982538>

- Pavlov, A. et T. Somerville. « Immigration, capital flows and housing prices », *Real Estate Economics*, 48(3), 2020, p. 915 à 949. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12267>
- Peri, G., K. Shih et C. Sparber. « STEM workers, H-1B visas, and productivity in US cities », *Journal of Labor Economics*, 33(S1), 2015, S225–S255. <https://doi.org/10.1086/679061>
- Picot, G., F. Hou et E. Crossman « Programme des candidats des provinces : son élargissement au Canada », *Rapports économiques et sociaux*, 2023. <https://doi.org/10.25318/36280001202300700004-fra>
- Sá, F. « Immigration and house prices in the UK », *The Economic Journal*, 125(587), 2015, p. 1393 à 1424. <https://doi.org/10.1111/eoj.12158>
- Saiz, A. « Room in the kitchen for the melting pot: Immigration and rental prices », *Review of Economics and Statistics*, 85 (3), 2003, p. 502 à 521.
- Saiz, A. « Immigration and housing rents in American cities », *Journal of urban Economics*, 61(2), 2007, p. 345 à 371.
- Sharpe, J. « Re-evaluating the impact of immigration on the U.S. rental housing market », *Journal of Urban Economics*, p. 111, 2019, p. 14 à 34. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.04.001>
- Stillman, S. et D. C. Maré. *Housing Markets and Migration: Evidence from New Zealand*, 2008. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1146724>
- Tyrcha, A. *Migration and Housing Markets - Evidence from Sweden*, 2020, <https://doi.org/10.17863/CAM.53118>
- Unal, U., B. Hayo et I. Erol. « The effect of immigration on the German housing market » (document de travail 38–2022), *MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics*, 2022.

