



“La inmigración y su efecto en el precio de las viviendas en Chile”

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

Alumno: Alberto Belmar ¹
Profesor Guía: Francisco Pino ²

Santiago, Mayo de 2024

¹Investigador en el Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales de la Universidad Católica.

²Profesor Asistente en la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile.

Resumen: Este trabajo estudia cómo la llegada de inmigrantes ha afectado el precio de las viviendas tanto en las zonas de Chile como en las treinta y dos comunas que componen la provincia de Santiago, para los años comprendidos entre el 2014 y 2022 con datos trimestrales. Para estimar este efecto, se utiliza el método de variables instrumentales *shift-share*. A nivel de zonas, se obtiene que un aumento en el stock de inmigrantes igual al 1% respecto a la población inicial, provoca un aumento en el precio de las viviendas entre un 3,5% y 4,5%. A nivel comunal, se encontró que la misma variación de inmigrantes aumentó el precio de los departamentos usados entre un 2% y 2,2%. Por último, se evalúan efectos heterogéneos y se obtiene que en las comunas con alta inmigración, el aumento en el precio de los departamentos fue de 2,6%; en las comunas progresistas, el aumento en el precio de los departamentos fue de 1,8%; en las comunas de ingresos bajos, el aumento en el precio de los departamentos fue de 1,7% y en las comunas con baja inmigración, disminuyó el precio de los departamentos 9,2%. No se encuentran efectos significativos en comunas de ingresos altos ni conservadoras.

Abstract: This paper studies how the arrival of immigrants has affected housing prices both in the areas of Chile and in the thirty-two communes that make up the province of Santiago, for the years between 2014 and 2022 with quarterly data. To estimate this effect, the instrumental variables method *shift-share* is used. At the zone level, it is obtained that an increase in the stock of immigrants equal to 1% with respect to the initial population causes an increase in housing prices between 3.5% and 4.5%. At the communal level, it was found that the same variation of immigrants increased the price of used apartments between 2% and 2.2%. Finally, heterogeneous effects are evaluated and it is obtained that in communes with high immigration, the increase in the price of apartments was 2.6%; in progressive communes, the increase in the price of apartments was 1.8%; in low-income communes, the increase in the price of apartments was 1.7%; and in communes with low immigration, the price of apartments decreased by 9.2%. No significant effects are found in high-income or conservative communities.

I. Introducción

La inmigración se refiere al movimiento de personas de un país a otro, ya sea de forma temporal o permanente. Este fenómeno ha existido a lo largo de la historia y continúa siendo una realidad en la actualidad. Las razones por las que las personas deciden inmigrar son diversas, y pueden incluir motivos económicos, políticos, sociales o culturales. Es importante distinguir entre la inmigración y la migración, puesto que esta última comprende además los desplazamientos dentro de las fronteras de un país (OIM, 2023).

Entre las ventajas que experimentan los inmigrantes se encuentra la posibilidad de mejorar las oportunidades económicas, acceder a mejores empleos y salarios, y mejorar la calidad de vida en general. Además, la inmigración puede permitir el intercambio cultural, el aprendizaje de nuevos idiomas y la creación de nuevas relaciones personales y profesionales (ONU, 2016).

No obstante, también existen desventajas asociadas a la inmigración. En algunos casos, los inmigrantes pueden enfrentar dificultades para adaptarse a la cultura y el idioma del país receptor, lo que puede generar problemas de integración y discriminación. Además, la inmigración puede implicar la pérdida de identidad cultural y la exposición a riesgos como la explotación laboral y el hacinamiento.

También hay desventajas asociadas con la inmigración desde la perspectiva del país receptor. Por ejemplo, los inmigrantes pueden impactar las oportunidades laborales, la productividad y los puestos de trabajo de los trabajadores nativos en el mercado laboral (Borjas, 2014; Peri, 2016). En el caso de Chile, se ha debatido ampliamente sobre el efecto de la inmigración en la delincuencia, especialmente en crímenes de alta connotación como asesinatos, secuestros y tráfico de drogas (Ajzenman et al., 2023; Basso, 2023; Caripan, 2022; Fuentes y Alarcón, 2021; Sanfuentes, 2022; Valencia y Welle, 2022; Vergara y Ugarte, 2023).

En este documento, se investiga cómo la llegada de inmigrantes ha afectado el precio de las viviendas en las distintas zonas de Chile y en las treinta y dos comunas que componen la provincia de Santiago³, con frecuencia trimestral para los años comprendidos entre el 2014 y 2022. Para estimar este efecto, se utiliza el método de Variables Instrumentales *shift-share* (VI) con el fin de controlar la posible endogeneidad de la inmigración con respecto a otros factores omitidos que generan el aumento en el precio de las viviendas. El instrumento utilizado está basado en la localización previa (2012) de los inmigrantes por país de origen a través de las zonas de Chile y comunas de Santiago, interactuadas con las entradas de inmigrantes de cada país de origen en el periodo 2014-2022. Para crear el instrumento, se utilizaron datos del Censo 2012.

La conclusión principal de este estudio es que un aumento de la proporción de inmigrantes provoca un aumento en el precio de las viviendas en las zonas de Chile, así como un aumento en el precio de los departamentos usados en las comunas de la provincia de Santiago. Estos efectos se estimaron utilizando datos de residencias temporales otorgadas a inmigrantes para llegar a distintas regiones y comunas de Chile. A su vez, se utilizó un índice real de precios de viviendas a

³En particular, las comunas de San Joaquín, Macul, Peñalolén, La Granja, La Florida, San Ramón, La Pintana, Maipú, Cerrillos, Pedro Aguirre Cerda, San Miguel, Lo Espejo, La Cisterna, El Bosque, Santiago, Recoleta, Independencia, Conchalí, Huechuraba, Quilicura, Renca, Lo Prado, Estación Central, Cerro Navia, Quinta Normal, Pudahuel, Lo Barnechea, Vitacura, Las Condes, Providencia, La Reina y Ñuñoa.

nivel de zonas y precios (en UF/m²) de casas y departamentos usados a nivel comunal, junto con otras variables socioeconómicas y demográficas locales.

Resulta interesante investigar este tema dado que la llegada de más inmigrantes podría aumentar el precio de las viviendas debido a la mayor demanda y, al mismo tiempo, la inmigración puede estar asociada a la “emigración” de los nativos, o a la disminución de los salarios y los ingresos, reduciendo así la demanda de vivienda (Saiz, 2007; Gonzalez y Ortega, 2012; Degen y Fischer, 2017; Helfer et al., 2023; Gopy-Ramdhany y Seetannah, 2022; Sá, 2015; Green, 2018; d’Albis et al., 2019). Por lo tanto, el impacto total (neto) es el resultado de tres ajustes: (i) el aumento de la demanda de los inmigrantes recién llegados, (ii) los cambios adicionales en la demanda de la población reubicada y (iii) los cambios en las condiciones de la vivienda (densidad y construcción) (Sanchis-Guarner, 2023).

En síntesis, el efecto que provoca un mayor flujo de inmigrantes en el precio de las viviendas es ambiguo (Saiz, 2007). No obstante, se espera que los resultados de esta investigación contribuyan a una mejor comprensión del impacto de la inmigración en esta variable para países en desarrollo como Chile, y proporcionen información útil para futuras políticas públicas y decisiones empresariales de este ámbito.

Hasta la fecha, Gonzalez-Navarro y Undurraga (2023) han investigado el efecto causal de la inmigración internacional sobre la formación y crecimiento de los barrios marginales en Chile, utilizando información sobre todos los barrios marginales en dicho país, así como sobre el universo de inmigrantes y sus municipios de destino utilizando datos de residencias temporales otorgadas por el Estado de Chile.

Los autores utilizan tanto un análisis de alta frecuencia dentro de los barrios como un enfoque de VI a nivel municipal para proporcionar pruebas sólidas de la relación positiva entre la inmigración y la creación y el crecimiento de los barrios marginales. Esto se pone de manifiesto en los incrementos observados en el número de barrios marginales, la población que reside en ellos (tanto nativa como inmigrante) y la expansión del área de estos barrios. En particular, encuentran que la inmigración puede explicar toda la expansión de los barrios marginales observada entre el año 2011 y 2021.

Al mismo tiempo, los autores prueban el importante papel que desempeña el mercado de la vivienda asequible en la relación entre la inmigración y los barrios marginales. Esto porque el aumento de la demanda de vivienda, insatisfecho por el incremento de la oferta de viviendas asequibles, provocó un incremento de los precios de los arriendos, lo que a su vez obligó a los hogares con bajos ingresos a buscar alojamiento en asentamientos marginales informales.

De esta forma, los resultados sugieren que disponer de mercados de vivienda que absorban con éxito las explosiones demográficas derivadas de la inmigración es una preocupación a tener en consideración para frenar la formación de barrios marginales en países en desarrollo como Chile. Algunas soluciones políticas pueden ser la regulación del mercado de arriendo (por ejemplo, el control de los precios de los arriendos) o subsidios de arriendo a los hogares con menores rentas y a los inmigrantes, para evitar que opten por mudarse a barrios marginales.

El resto del documento se organiza como sigue. En la sección II. a continuación se resumen los principales trabajos donde se evalúa el efecto de la inmigración en el precio de las viviendas, en la sección III. se describen los datos utilizados, en la sección IV. se realiza estadística descriptiva, en la sección V. se presentan los modelos utilizados, potenciales problemas de identificación y cómo

solucionarlos, en la sección VI. se muestran y discuten los resultados obtenidos, en la sección VII. se comprueba la validez de los resultados, en la sección VIII. se evalúan efectos heterogéneos a partir de características que poseen las distintas comunas de la provincia de Santiago y, en la sección IX., se concluye en torno a los resultados obtenidos.

II. Revisión de literatura

La inmigración es un tema complejo y multidimensional que ha sido estudiado desde distintas perspectivas. En el contexto del mercado de viviendas, algunos investigadores han explorado cómo la inmigración afecta el precio de las viviendas en diferentes lugares del mundo.

Saiz (2007) es uno de los primeros en investigar sobre este tema con una metodología novedosa de variables instrumentales *shift-share*⁴. Encuentra que una afluencia de inmigrantes equivalente al 1 % de la población en una ciudad de EE.UU. se asocia a aumentos del valor de las viviendas de alrededor del 1 % para los años entre 1983 y 1997. El autor argumenta que la llegada de inmigrantes aumenta la demanda de viviendas, lo que se traduce en un aumento en los precios. Además, la inmigración también puede tener un efecto positivo en el mercado laboral y en la economía local, lo que a su vez, puede influir en el precio de las viviendas.

En esta misma línea, Gonzalez y Ortega (2012) proponen estimaciones por medio de variables instrumentales del efecto de la inmigración sobre el precio de las viviendas en España durante el periodo 2000-2010. La estrategia de variables instrumentales combina el uso de dos instrumentos: un instrumento de redes étnicas (o *shift-share*) y un instrumento novedoso basado en la accesibilidad de cada provincia española desde el punto de vista del país de origen del inmigrante. Este último instrumento pretende explotar la variación derivada de los flujos de inmigración procedentes de nuevos países de origen. Dentro de sus conclusiones, se encuentra que la inmigración provocó un aumento medio anual del 1,5 % de la población en edad de trabajar. Esto fue responsable de un aumento anual de los precios de las viviendas de alrededor de 2 %, y de un aumento de 1,2-1,5 % en las unidades de vivienda.

Degen y Fischer (2017) examinan el comportamiento de los precios de la vivienda en Suiza en relación con los flujos de inmigración para 85 regiones entre 2001 y 2006. Los resultados muestran que el nexo entre inmigración y precios de la vivienda se mantiene incluso en un entorno de baja inflación de los precios de la vivienda y flujos de inmigración modestos. Una afluencia de inmigración equivalente al 1 % de la población de una zona coincide con un aumento de los precios de las viviendas unifamiliares de aproximadamente 2,7 %. Para ello, los autores utilizan variables instrumentales *shift-share*.

Moallemi y Melsner (2020) investigan el efecto de la inmigración en los precios de las viviendas de Australia. La endogeneidad de las entradas de inmigrantes se tiene en cuenta utilizando el enfoque de variables instrumentales *shift-share*. Utilizando datos del Censo del año 2006, 2011 y 2016, encuentran que una entrada de inmigrantes del 1 % de la población de un código postal eleva los precios de las viviendas en torno a 0,9 % anual. Como resultado, los precios de las viviendas en Australia habrían sido alrededor de un 1,1 % más bajos al año si no hubiera habido inmigración. Los efectos de la inmigración en los precios de las viviendas fueron mayores en la parte más reciente

⁴Se profundiza este método de estimación en la sección **V. Metodología** de este documento

del periodo examinado y más fuertes en los estados de Nueva Gales del Sur y Victoria, y en las ciudades de Melbourne y Adelaida. Se afirma que los grupos de inmigrantes chinos e indios tienen una fuerte influencia positiva en los precios.

Helfer et al. (2023) examinan los efectos a corto plazo de la inmigración sobre los precios de las viviendas y los arriendos en Suiza para los años entre 1985 y 2016, explotando la variación regional a nivel de 106 mercados de trabajos locales (regiones de “*Mobilité Spatiale*”) y 26 cantones, respectivamente. Proponen dos estrategias empíricas que explotan el Acuerdo sobre la Libre Circulación de Personas (AFMP) con la Unión Europea (UE), promulgado en 2002, como una perturbación exógena a la inmigración. La primera estrategia empírica es utilizar la reforma del AFMP dentro de un enfoque de variables instrumentales *shift-share*. En la segunda, se lleva a cabo un estudio de la evolución de los precios de la vivienda antes y después de la reforma, distinguiendo entre las regiones con una inmigración históricamente alta, media y baja procedente de los países de la UE. El análisis sugiere que la inmigración provocada por la reforma ha elevado sustancialmente los precios de las viviendas unifamiliares y de los departamentos (deptos) ocupados por sus propietarios. Antes de la reforma, la inmigración no había afectado a los precios de la vivienda.

Sanchis-Guarner (2023) muestra que se pueden descomponer formalmente los cambios totales de la demanda por viviendas en los derivados del aumento inmediato de la población debido a las nuevas llegadas (el “efecto parcial”) y los cambios adicionales de los nativos reubicados (el “efecto inducido”). Estima estos efectos por separado, explotando datos para España entre 2001 y 2012. Utilizando una estrategia de variables instrumentales *shift-share*, encuentra que un aumento de un punto porcentual en la tasa de inmigración eleva los precios medios de venta de las viviendas en 3,3%. Los resultados muestran que tener en cuenta el impacto de la inmigración en la movilidad de los nativos es fundamental para entender los ajustes de la demanda neta, ya que los efectos parciales y totales pueden diferir significativamente en función de la reubicación de la población nativa.

A su vez, Gopy-Ramdhany y Seetana (2022) investigan el efecto de la inmigración en los precios de las viviendas en Australia utilizando datos para ocho estados sobre una base trimestral entre los años 2004 y 2017. Para ello, estiman con un modelo de corrección de errores vectorial de panel (PVECM). Los resultados indican que a corto plazo, la inmigración afecta positiva y significativamente a los precios de las viviendas, mientras que a largo plazo no se observa ninguna relación significativa. A partir del desglose y análisis regional se desprende que en algunos estados existe un efecto significativo y positivo de la inmigración sobre los precios inmobiliarios a largo plazo. Adicionalmente, el análisis de causalidad inversa indica que los precios de la vivienda afectan a la inmigración de forma negativa y significativa.

Por otra parte, Sá (2015) estudia el efecto de la inmigración en el precio de las viviendas en el Reino Unido para el periodo 2003-2010. Constata que la inmigración tiene un efecto negativo en el precio de las viviendas y presenta pruebas de que este efecto negativo se debe a la respuesta de movilidad de la población nativa. Los nativos responden a la inmigración trasladándose a distintas zonas y los que se van se sitúan en la parte alta de la distribución salarial. Esto genera un efecto renta negativo sobre la demanda de vivienda y presiona a la baja los precios de la vivienda. El efecto negativo de la inmigración en el precio de la vivienda se debe a que en las zonas locales los inmigrantes tienen un nivel educativo más bajo. Utiliza el método de variables instrumentales *shift-share*.

De la misma forma, Green (2018) estudia la relación entre la inmigración y los precios de las viviendas en el Reino Unido tras la crisis financiera. El análisis utiliza 80 autoridades locales de Inglaterra y Gales entre 2010 y 2016. En un comienzo, utiliza el método de variables instrumentales con el instrumento *shift-share* para la distribución de inmigrantes basada en patrones de asentamiento históricos. Luego, utiliza el método de momentos generalizados (GMM) para estimar. Las estimaciones por variables instrumentales indican que la inmigración tiene un efecto negativo en los precios de la vivienda y este estudio presenta pruebas de que la emigración de nativos en respuesta a los flujos de inmigración es un factor crucial que impulsa este resultado. Los resultados son robustos a la exclusión de Londres de la muestra, pero la estimación GMM sólo apoya débilmente las conclusiones.

Finalmente, d’Albis et al. (2019) examinan relaciones causales entre la inmigración y las características del mercado de viviendas en veintidós regiones de Francia entre 1990 y 2013. Estiman varios modelos de vectores autorregresivos de panel (VAR), teniendo en cuenta el producto interno bruto per cápita y la tasa de desempleo como principales indicadores económicos regionales. Encuentran que la inmigración no tiene un efecto significativo sobre los precios inmobiliarios, pero que precios inmobiliarios más altos reducen significativamente las tasas de inmigración.

El Cuadro 1 muestra un resumen de las investigaciones mencionadas hasta el momento.

Cuadro 1: Investigaciones relacionadas

Autor(es)	Método de estimación	Efecto	País investigado
Saiz (2007)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	+	EE.UU., 1983-1997
Gonzalez y Ortega (2012)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	+	España, 2000-2010
Degen y Fischer (2017)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	+	Suiza, 2001-2006
Moallemi y Melser (2020)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	+	Australia, 2006-2016
Helfer et al. (2023)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	+	Suiza, 1985-2016
Sanchis-Guarner (2023)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	+	España, 2001-2012
Gopy-Ramdhaney y Seetanah (2022)	Modelo de corrección de errores vectorial de panel	CP +, LP nulo	Australia, 2004-2017
Sá (2015)	Variables instrumentales <i>shift-share</i>	-	Reino Unido, 2003-2010
Green (2018)	Variables instrumentales <i>shift-share</i> y GMM	-	Reino Unido, 2010-2016
d’Albis et al. (2019)	Modelo de vectores autorregresivos de panel	nulo	Francia, 1990-2013

Fuente: Elaboración propia.

En resumen, la revisión de literatura sugiere que el efecto de la inmigración en el precio de las viviendas es complejo y depende de varios factores, como la ubicación geográfica de destino, la composición de la población inmigrante y de los nativos que se van a otras zonas, junto con características del mercado local. Aunque la mayoría de los estudios han encontrado un efecto positivo de la inmigración en el precio de las viviendas, algunos han encontrado efectos negativos como para el caso de Reino Unido o nulos como en Francia. De esta forma, resulta necesario seguir investigando este tema para una comprensión más completa de cómo la inmigración afecta el precio de las viviendas, sobre todo en economías que están en vías de desarrollo como la chilena y que han recibido un importante número de inmigrantes en los últimos años.

La hipótesis de esta investigación es que la mayor presencia de inmigrantes aumenta el precio de las viviendas de forma significativa en las zonas de Chile y comunas de la provincia de Santiago, siendo consistente con la mayoría de los estudios revisados.

Lo anterior, suponiendo que en Chile la elasticidad-precio de la demanda por viviendas es baja y la oferta de viviendas inelástica; dado que el impacto de la inmigración en el precio de las

viviendas es menor en las ciudades con una oferta de vivienda elástica y mayor en las ciudades con una baja elasticidad-precio de la demanda por viviendas o una oferta inelástica de nativos, (es decir, baja movilidad de los nativos) (Saiz, 2007).

III. Datos

Para analizar el fenómeno de la inmigración en Chile, es importante entender la división territorial del país. Para ello, hay que tener en cuenta que la unidad territorial más grande son las regiones que actualmente son 16, las que a su vez se subdividen en 56 provincias y estas últimas se subdividen en 346 comunas (Ministerio de Relaciones Exteriores, 2023). Asimismo, pueden aparecer otras divisiones territoriales como las zonas, que se definen como Zona Norte, Zona Centro, Zona Sur y Región Metropolitana (RM). La Zona Norte se compone de cuatro regiones, la Zona Centro de cinco, la Zona Sur de seis y la RM se compone de la misma región, lo que se observa en el Cuadro 2 del **Anexo 1**.

A la vez, la RM se compone de 6 provincias como se observa en el Cuadro 3 del **Anexo 1**; donde la provincia de Santiago es la que alberga a la mayoría de la población de la región y es la provincia con más comunas de Chile (Subdere, 2023), llegando a treinta y dos tal como muestra la Figura 1 del **Anexo 2**.

Por otra parte, desde el *Banco Central de Chile* (BCCh) se obtienen datos del Índice de Precios de Vivienda (IPV) a nivel de zonas y frecuencia trimestral. Este índice se elabora a partir de registros administrativos del Servicio de Impuestos Internos (SII), correspondientes a transacciones efectivas del valor de viviendas nuevas y usadas (tanto casas como departamentos) indexadas en Unidades de Fomento (UF) con base 100 en el año 2008, por lo que se trata de un índice real. A su vez, también se obtienen datos del Producto Interno Bruto (PIB) a nivel regional y trimestral.

A la vez, para analizar las comunas que componen la provincia de Santiago, se tienen datos para el precio de casas y departamentos en UF/m² a nivel comunal y mensual en los años 2014-2022, provenientes de *Real Data Consultores Inmobiliarios S.A.*, quienes construyen la base a partir de datos obtenidos de los conservadores de bienes raíces de la RM. Por lo tanto, esta base registra todos los movimientos (ventas) de viviendas usadas durante el periodo de estudio.

Es importante recalcar que el IPV a nivel de zonas se elabora a partir de transacciones de viviendas tanto nuevas como usadas, mientras que el precio de casas y departamentos de las comunas de Santiago solo considera viviendas usadas. El concepto de viviendas “nuevas” se refiere a propiedades que entre 2014-2022 se traspasan a personas naturales directamente desde la inmobiliaria que las construyó; y viviendas “usadas” son las que se traspasan entre 2014-2022 desde una persona natural a otra.

Desde el *Instituto Nacional de Estadísticas* (INE) se obtienen datos del Censo 2002 y 2012 para calcular la proporción de inmigrantes según su país de origen por zonas y comunas de Santiago en dichos años, variable que servirá de instrumento. También se obtiene el número total de personas a nivel regional, comunal y anual, junto con el número de desocupados y la fuerza de trabajo a nivel regional con frecuencia trimestral. Asimismo, se obtiene la superficie autorizada habitacional para construir a nivel regional y trimestral.

También se utiliza la *Encuesta Suplementaria de Ingresos* (ESI) y la *Encuesta Nacional de Empleos* (ENE) pertenecientes al INE para obtener datos sobre ingresos y desempleados, respectivamente. Estos datos son a nivel comunal y anual en el caso de la ESI; y a nivel comunal y trimestral en el caso de la ENE.

Además, se cuenta con datos a nivel individual y mensual de las residencias temporales otorgadas a inmigrantes para llegar a distintas regiones y comunas de Chile, desde el año 2000 al 2022, descargados del *Servicio Nacional de Migraciones*, a cargo del Ministerio del Interior y Seguridad Pública. En esta base de datos, solo se consideran las personas mayores de edad.

Por último, se utilizan las estadísticas delictuales del *Centro de Estudios y Análisis Delictual* (CEAD) a nivel regional, comunal (para la provincia de Santiago) y trimestral para los años 2014-2022; donde además, estas estadísticas son desagregadas según grupo delictual. Para efectos de este trabajo, se utilizan sólo los delitos de mayor connotación social⁵.

IV. Estadística Descriptiva

En esta sección, se muestran estadísticas anuales, por zonas y comunas relacionadas con las variables de interés para la investigación. Para ello, se confecciona a nivel de zonas el Cuadro 4 y Cuadro 5 a continuación.

Cuadro 4: Flujo de inmigrantes y promedio del IPV a nivel de zonas

Año	Inmigrantes	Inmigrantes (%)	IPV	Δ %IPV
2014	123.748	6,8 %	146,7	.
2015	152.942	8,5 %	157,1	7,1 %
2016	159.272	8,8 %	161,4	2,7 %
2017	227.627	12,6 %	167,9	4,0 %
2018	386.255	21,4 %	178,8	6,5 %
2019	283.130	15,7 %	187,0	4,6 %
2020	175.011	9,7 %	194,1	3,8 %
2021	86.775	4,8 %	206,1	6,2 %
2022	212.496	11,8 %	200,3	-2,8 %

Nota: la columna Inmigrantes (%) es el flujo de inmigrantes que ha ingresado en un cierto año dividido en el flujo total de inmigrantes que ha ingresado al país entre 2014-2022.

La columna Δ %IPV es la variación interanual del IPV promedio a nivel de zonas.

Fuente: Elaboración propia.

⁵Este grupo delictual incluye los siguiente delitos: homicidios, hurtos, lesiones leves, lesiones menos graves, graves y gravísimas, otros robos con fuerza, robo con violencia o intimidación, robo de objetos de o desde vehículo, robo de vehículo motorizado, robo en lugar habitado y no habitado, robo por sorpresa y violaciones.

Cuadro 5: Flujo de inmigrantes y promedio del IPV entre 2014 y 2022

Zona	Inmigrantes	Inmigrantes (%)	IPV	Δ %IPV
RM	1.058.499	58,6 %	196,5	44,5 %
Zona Centro	308.024	17,0 %	167,8	39,9 %
Zona Norte	304.815	16,9 %	180,4	20,1 %
Zona Sur	135.918	7,5 %	166,1	43,3 %

Nota: la columna Inmigrantes (%) es el flujo de inmigrantes entre 2014-2022 que ha ingresado a una zona dividido en el flujo total de inmigrantes que ha ingresado al país entre 2014-2022.

La columna Δ %IPV es la variación porcentual del IPV 2014 y 2022 por zonas.

Fuente: Elaboración propia.

Notamos del Cuadro 4 que el mayor porcentaje de inmigrantes legales llegaron en el año 2018 y 2019, mismos años en que aumentó 6,5 % y 4,6 % respectivamente el IPV de forma interanual, el que ha ido en aumento con el pasar de los años, exceptuando el 2022 cuando disminuyó 2,8 % respecto al 2021.

Asimismo, el año en que menos ingresaron inmigrantes legales a Chile fue en 2021, cuando lo hizo sólo el 4,8 % del total que ingresaron entre 2014 y 2022. No obstante, en dicho año, el IPV aumentó 6,2 % interanualmente. Esta gran alza en el IPV promedio por zonas coincide con el aumento generalizado de precios producto de la pandemia y las posteriores ayudas estatales otorgadas por el Gobierno chileno, como el Ingreso Familiar de Emergencia (IFE) y tres retiros de fondos previsionales en las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). Todo esto en un contexto en que la Tasa de Política Monetaria (TPM) se ajustaba al alza. La Figura 2 del **Anexo 3** resume lo expuesto sobre el Cuadro 4.

El Cuadro 5 muestra que del total de inmigrantes legales que han llegado entre 2014 y 2022, el 58,6 % ha llegado a la Región Metropolitana, el 17 % a la Zona Centro, el 16,9 % a la Zona Norte y el 7,5 % a la Zona Sur, siendo la RM la que más ha recibido inmigrantes en este periodo. Además, el IPV promedio entre el año 2014 y 2022 ha aumentado 44,5 % en la RM, seguido de un 43,3 % en la Zona Sur, un 39,9 % en la Zona Centro y un 20,1 % en la Zona Norte.

Por otro lado, si nos concentramos solamente en la RM y, en particular, en las comunas que componen la provincia de Santiago, obtenemos los Cuadros 6 y 7 a continuación.

Cuadro 6: Flujo de inmigrantes y precio promedio (UF/m²) de deptos y casas por comunas

Año	Inmigrantes	Inmigrantes (%)	Precio depto	Δ %Precio depto	Precio casa	Δ %Precio casa
2014	66.995	7,3 %	31,2	.	30,5	.
2015	87.559	9,5 %	35,6	14,1 %	33,8	10,8 %
2016	98.707	10,7 %	37,8	6,2 %	35,4	4,7 %
2017	129.832	14,1 %	38,5	1,9 %	36,5	3,1 %
2018	179.647	19,5 %	39,9	3,6 %	38,6	5,8 %
2019	133.439	14,5 %	43	7,8 %	40,9	6,0 %
2020	75.221	8,2 %	44,3	3,0 %	41,7	2,0 %
2021	40.803	4,4 %	45	1,6 %	43,7	4,8 %
2022	109.013	11,8 %	44,1	-2,0 %	45,1	3,2 %

Nota: la columna Inmigrantes (%) es el flujo de inmigrantes que ha ingresado en un cierto año dividido en el flujo total de inmigrantes que ha ingresado al país entre 2014-2022.

Las columnas Δ %Precio son la variación interanual del precio promedio por comunas.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 7: Flujo de inmigrantes y precio promedio (UF/m²) de deptos y casas entre 2014 y 2022

Comunas	Inmigrantes	Inmigrantes (%)	Precio depto	Δ%Precio depto	Precio casa	Δ%Precio casa
CERRILLOS	7.833	0,9 %	20,4	77,5 %	29,4	61,7 %
CERRO NAVIA	14.681	1,6 %	17,8	85,0 %	21,9	93,3 %
CONCHALI	19.111	2,1 %	25,2	57,0 %	24,6	75,0 %
EL BOSQUE	9.316	1,0 %	18,9	68,1 %	24,4	68,0 %
ESTACION CENTRAL	70.756	7,7 %	37,6	114,7 %	27,3	56,0 %
HUECHURABA	6.790	0,7 %	43,1	15,9 %	40,0	47,1 %
INDEPENDENCIA	67.456	7,3 %	36,2	92,2 %	24,7	69,7 %
LA CISTERNA	15.213	1,7 %	30,3	51,3 %	25,7	55,5 %
LA FLORIDA	29.692	3,2 %	31,5	71,7 %	33,7	60,2 %
LA GRANJA	8.326	0,9 %	18,3	67,7 %	23,5	60,9 %
LA PINTANA	6.592	0,7 %	16,1	57,3 %	20,8	72,0 %
LA REINA	5.692	0,6 %	57,0	54,4 %	60,9	43,7 %
LAS CONDES	41.269	4,5 %	75,7	35,8 %	76,8	45,2 %
LO BARNECHEA	8.231	0,9 %	75,6	24,6 %	76,4	38,3 %
LO ESPEJO	9.194	1,0 %	17,4	67,7 %	18,9	59,9 %
LO PRADO	12.741	1,4 %	20,8	49,7 %	26,6	67,0 %
MACUL	15.555	1,7 %	37,8	67,3 %	37,1	59,5 %
MAIPU	24.892	2,7 %	23,9	64,0 %	31,6	59,8 %
NUNOA	30.223	3,3 %	55,8	48,3 %	48,9	53,7 %
PEDRO AGUIRRE CERDA	11.175	1,2 %	18,7	62,1 %	20,0	79,1 %
PENALOLEN	16.701	1,8 %	30,6	63,9 %	42,9	59,3 %
PROVIDENCIA	28.479	3,1 %	66,9	38,9 %	62,1	49,1 %
PUDAHUEL	15.033	1,6 %	25,6	76,8 %	31,7	59,8 %
QUILICURA	31.369	3,4 %	20,0	77,6 %	29,9	62,9 %
QUINTA NORMAL	36.769	4,0 %	30,3	76,2 %	24,2	51,5 %
RECOLETA	48.464	5,3 %	34,3	43,9 %	22,4	57,1 %
RENCA	11.115	1,2 %	18,6	76,3 %	26,5	65,8 %
SAN JOAQUIN	14.575	1,6 %	32,6	93,5 %	23,3	61,9 %
SAN MIGUEL	30.607	3,3 %	42,6	60,6 %	30,1	58,3 %
SAN RAMON	6.518	0,7 %	19,1	72,5 %	20,8	87,6 %
SANTIAGO	259.912	28,2 %	46,8	38,8 %	21,4	76,3 %
VITACURA	6.936	0,8 %	80,1	30,0 %	88,0	40,5 %

Nota: la columna Inmigrantes (%) es el flujo de inmigrantes entre 2014-2022 que ha ingresado a una comuna dividido en el flujo total de inmigrantes que ha ingresado al país entre 2014-2022.

Las columnas Δ %Precio son la variación porcentual del precio 2014 y 2022 por comunas.

Fuente: Elaboración propia.

Se observa en el Cuadro 6 que el año 2018 es cuando ingresan más inmigrantes a las comunas de la provincia de Santiago, al igual que ocurre en el Cuadro 4 cuando se analizan las zonas de Chile. Además, vemos que, con el pasar de los años, el precio promedio (medido en UF/m²) tanto de departamentos como de casas vendidas ha aumentado, a excepción del año 2022 para departamentos donde disminuye 2 % respecto al año anterior. Esto se muestra gráficamente en la Figura 3 del **Anexo 3**.

A su vez, se observa en el Cuadro 7 que las comunas donde más inmigrantes ingresaron entre 2014-2022 son Santiago con un 28,2 %, Estación Central con 7,7 % e Independencia con 7,3 %. Asimismo, se evidencia que las comunas que presentan mayor aumento en el precio de los departamentos entre 2014 y 2022 son Estación Central, San Joaquín e Independencia, y las que exhiben mayor aumento en el precio de las casas son Cerro Navia, San Ramón y Pedro Aguirre Cerda.

V. Metodología

Una de las principales dificultades que presenta esta investigación es la endogeneidad proveniente de la doble causalidad entre la variable inmigración y precio de viviendas. Lo anterior, dado que, por un lado, la inmigración puede aumentar el precio de las viviendas y, por otro lado, los inmigrantes se pueden autoseleccionar en las zonas más atractivas para ellos (donde los precios sean más bajos, por ejemplo).

Es por ello que primero se estima mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) el efecto de la inmigración en el precio de las viviendas y luego, para solucionar la endogeneidad de la variable inmigración, se utiliza el método de variables instrumentales *shift-share*. La idea central de este instrumento (también llamado Bartik) es explotar el hallazgo de Bartel (1989) de que los inmigrantes tienden a trasladarse a zonas donde ya viven inmigrantes anteriores del mismo país de origen. Esta estrategia de instrumentación desarrollada por Card (2001) ha sido ampliamente aplicada en el contexto de los precios de las viviendas y los arriendos, por ejemplo, por Saiz (2007).

En ambas estimaciones se consideran efectos fijos por trimestre y zona, además de otras variables de control relacionadas con la zona, como la tasa de desempleo, la tasa de delitos de mayor connotación, la superficie autorizada para contruir viviendas y el PIB desestacionalizado. Además, sólo se consideran los inmigrantes adultos en edad de trabajar, pues se supone implícitamente que los niños siempre comparten vivienda con al menos un adulto (Gonzalez y Ortega, 2013).

Asimismo, al tratarse de solo cuatro zonas, se realiza inferencia utilizando wild cluster bootstrap (Roodman et al., 2019), que es una extensión del bootstrap tradicional. Es decir, el método wild cluster bootstrap en lugar de tomar observaciones individuales independientemente, forma muestras de clusters enteros y aplica técnicas de remuestreo dentro de cada cluster, introduciendo perturbaciones en los valores de los residuos para imitar la variabilidad inherente en los datos agrupados. De esta forma, al considerar la estructura de agrupación en los datos, este método proporciona estimaciones más precisas de los errores estándar.

Por otro lado, es importante aclarar que la Región de Ñuble y la Región del Biobío se dividen el 6 de septiembre de 2018 y componen zonas distintas del país. Esto no es un problema, ya que todas las bases de datos utilizadas separan la Región de Ñuble de la Región del Biobío, aunque posean datos desde antes de la división. No obstante, en la base de datos del Censo 2012, utilizada para instrumentalizar la variable inmigración, no existe tal separación de ambas regiones. Por lo tanto, para realizar los cálculos, se considera como Región de Ñuble la provincia de Ñuble que correspondía a la Región del Biobío en el año 2012.

A la vez, la base de datos de inmigrantes descargada del *Servicio Nacional de Migraciones* solo considera 86 nacionalidades extranjeras separadas por región y comuna a la que el inmigrante ingresa. A las nacionalidades restantes, las agrupa en una categoría llamada “Otros países”. Por ende, se decidió eliminar esta categoría, ya que no se sabe con exactitud qué nacionalidades la componen ni en qué porcentaje.

Con todo lo anterior, se estima mediante MCO el efecto de la inmigración en el precio de las viviendas utilizando el siguiente modelo:

$$\Delta \ln(IPV_{it}) = \delta_i + \delta_t + \beta_M \frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde $\Delta \ln(IPV_{it})$ es la variación del logaritmo del IPV en la zona i entre el trimestre $t - 1$ y t . La variable de interés $\Delta M_{it}/Pop_{it-1}$ es el ratio entre el flujo de inmigrantes y la población total de la zona i rezagada un periodo. Por ende, β_M recoge la variación porcentual del precio de la vivienda debido a un aumento del stock de inmigrantes igual al 1 % de la población inicial. A su vez, δ_i es el efecto fijo por zona y δ_t el efecto fijo por trimestre.

X_{it} contiene variables socioeconómicas como la tasa de desempleo, ya que la demanda por viviendas disminuiría entre más personas desempleadas, pues no tendrían ingresos garantizados ni cumplirían las condiciones requeridas para poder pedir préstamos para la compra de vivienda (Kalantaryan, 2013; Green, 2018; Li et al., 2018).

Además, se agrega la tasa de delitos de alta connotación para tener en cuenta los componentes de la demanda por viviendas, dado que cuanto mayor es la delincuencia en la zona, menor debiese ser el precio de la vivienda (Green, 2018).

La oferta de vivienda también afecta los precios de las viviendas. La variable utilizada como *proxy* de la oferta de vivienda es la superficie autorizada para construir viviendas. Estudios anteriores (Saiz, 2007; Sa, 2015) han demostrado que cuando la oferta de vivienda es inelástica tiende a provocar un aumento de los precios de la vivienda.

Por último, se considera la variación porcentual del PIB desestacionalizado por zona⁶, ya que refleja los cambios en los atributos de las zonas (cambios en la renta), siendo un importante determinante del arriendo y precio de las viviendas (Jud et al., 1996; Saiz, 2007).

Desde un punto de vista *ex-ante*, se espera que los aumentos en las variables socioeconómicas disminuyan los precios de las viviendas en las zonas de Chile, exceptuando el PIB.

Existe un amplio debate sobre si la tasa de delitos es una variable endógena al precio de las viviendas. Gibbons (2004) fue el primero en alertar sobre esta endogeneidad y la necesidad de basarse en un enfoque de variables instrumentales para tratar este efecto. No obstante, además de existir múltiples investigaciones donde para estimar el efecto de la delincuencia en el precio de las viviendas utilizan la delincuencia como una variable exógena⁷, de los estudios revisados que se centran en cómo la inmigración afecta el precio de las viviendas, ninguno instrumentaliza la variable asociada con delincuencia, sino que simplemente la rezagan.

Además, ε_{it} representa los errores, los cuales están clusterizados por zona y se utiliza el método wild cluster bootstrap para realizar inferencia.

Por otro lado, al ser la RM la zona que recibe a más inmigrantes en el periodo analizado, tal como muestra el Cuadro 5, se decidió estimar por MCO el modelo a continuación para las comunas que componen la provincia de Santiago:

$$\Delta \ln(UF/m2_{itd}) = \delta_i + \delta_t + \beta_M \frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde $UF/m2_{itd}$ es el promedio ponderado de la UF por metros cuadrados (ponderado por el número de departamentos o casas que se vendían mensualmente) a la que se transa en el mercado

⁶Se desestacionaliza con el filtro Census Bureau's X-13 seasonal adjustment tools en Eviews.

⁷De hecho, Ihlanfeldt y Mayock (2010) insistieron en este punto más adelante y analizaron 19 estudios anteriores al año 2010, concluyendo que 13 habían tratado la delincuencia como una variable exógena e, incluso, de los 6 estudios que habían utilizado un enfoque de variable instrumental, sólo dos habían comprobado la validez del instrumento.

un departamento o casa d vendida de la comuna i en el trimestre t . Por ende, ε_{it} están clusterizados por comunas, pero nuevamente, al tratarse de un número reducido de comunas (32), se utiliza wild cluster bootstrap para realizar inferencia.

Asimismo, para la variable X_{it} no fue posible obtener el PIB a nivel comunal, por lo que se utilizó como *proxy* los “ingresos del trabajo con ingresos independientes ajustados” por comuna y año a partir de la ESI. Además, no se controla por la oferta de viviendas por falta de datos a nivel comunal.

Por otra parte, para el método de VI a nivel de zonas y comunas, primero se define,

$$sh_{c,i,2012} = \frac{M_{c,i,2012}}{\sum_i M_{c,i,2012}}$$

con $sh_{c,i,2012}$ el número de adultos que provienen del país c y vivían en la zona o comuna i en el año 2012 como proporción de la población total de inmigrantes del país c en 2012.

Luego, se estima el número de inmigrantes en la zona o comuna i y el trimestre t siguiendo:

$$\Delta \widehat{M}_{it} = \sum_c sh_{c,i,2012} \Delta M_{ct}$$

donde ΔM_{ct} es el flujo de inmigrantes en el trimestre t que provienen del país c . De esta forma, el instrumento de la variable $\Delta M_{it}/Pop_{it-1}$ es $\Delta \widehat{M}_{it}/Pop_{it-1}$, ampliamente utilizado en la literatura económica actual que estudia los efectos de la inmigración no tan sólo en el precio de las viviendas, como Mayda et al. (2022).

Es importante recalcar que, para la confección del instrumento, si llegaron inmigrantes entre el 2014 y 2022 de nacionalidades que no se encontraban en Chile el año 2012, se le asignó el valor de cero a $sh_{c,i,2012}$. Mientras que, si no se reportaron llegadas de inmigrantes entre el 2014 y 2022 de nacionalidades que sí se encontraban en Chile el año 2012, se adjudicó el valor de cero a ΔM_{ct} en todos los trimestres.

VI. Resultados

Los resultados de las estimaciones por MCO y VI para las zonas de Chile se encuentran en el Cuadro 8.

Cuadro 8: Estimación principal por zonas de Chile

	MCO		VI	
	(1) $\Delta \ln(IPV_{it})$	(2) $\Delta \ln(IPV_{it})$	(3) $\Delta \ln(IPV_{it})$	(4) $\Delta \ln(IPV_{it})$
Second stage				
$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	2.768** (0.647)	2.465* (0.873)	3.520** (1.008)	3.529** (1.048)
$\ln(superficie_aut_{it-1})$		-0.00290 (0.00812)		-0.00220 (0.00897)
$tasa_delitos_{it-1}$		-0.00420 (0.00650)		-0.00363 (0.00785)
$tasa_desempleo_{it-1}$		-0.00214 (0.00187)		-0.00183 (0.00232)
$\Delta \ln(pib_sa_{it})$		0.0220 (0.138)		0.0129 (0.1308)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si
EF zona	Si	Si	Si	Si
Observations	140	140	140	140
R-squared	0.518	0.520	0.520	0.524
F-statistic first stage			132.2	146.2
			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$
First stage				
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$			0.061*** (0.005)	0.064*** (0.005)
$\ln(superficie_aut_{it-1})$			No	Si
$tasa_delitos_{it-1}$			No	Si
$tasa_desempleo_{it-1}$			No	Si
$\Delta \ln(pib_sa_{it})$			No	Si
EF trimestre			Si	Si
EF zona			Si	Si
Observations	140	140	140	140
Number of zona	4	4	4	4

Nota: Los errores estándar clusterizados por zona mediante wild bootstrap están en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

En un comienzo, es importante notar que los errores se clusterizan en la primera y segunda etapa utilizando wild cluster bootstrap para que la inferencia sea confiable a pesar de contar con un número reducido de clusters.

También es importante mencionar que con el método de variables instrumentales siempre hay un sesgo hacia MCO en muestras finitas. Sin embargo, este sesgo desaparece en la medida que la muestra crece sin límites, es decir, el estimador de variables instrumentales es consistente. No

obstante, en este caso, sólo se tienen 140 observaciones al momento de estimar, por lo que los resultados del Cuadro 8 presentan sesgo.

La dirección del sesgo está determinada por la correlación entre la variable endógena y el término de error (Bound et al., 1995), que, en este caso, y al igual que en la estimación por MCO, es positiva. Por lo tanto, estos resultados están sobreestimados. El grado de sobreestimación dependerá de la debilidad del instrumento utilizado.

No es posible estimar con un mayor número de clusters ni con un mayor número de observaciones principalmente dada la escasez de datos de precios de viviendas. De hecho, es por el IPV que se utiliza como variable dependiente que la ecuación (1) se estima a nivel de zonas y no de regiones, además de estimarse de forma trimestral y no mensual, por ejemplo.

El resultado obtenido mediante MCO en la columna (1) indica que un aumento del stock de inmigrantes igual a 1% respecto de la población inicial, hace aumentar el precio de las viviendas en Chile en un 2,8% aproximadamente de forma significativa al 95% de confianza.

Si a la estimación anterior se le agregan variables socioeconómicas a nivel de zonas como en la columna (2), la magnitud del coeficiente prácticamente no cambia y el aumento en el precio de las viviendas es de un 2,5%, pero significativo al 90% de confianza. Asimismo, si bien los signos de los controles son los esperados ex-ante, ninguno de ellos es significativo.

Por otra parte, la estimación mediante VI de la columna (3) muestra que un aumento de 1% del stock de inmigrantes respecto a la población inicial hace aumentar el precio de las viviendas en 3,5% aproximadamente de manera significativa. De hecho, ni el resultado ni la significancia cambian si se agregan variables socioeconómicas como en la columna (4), donde los signos de los controles siguen siendo los esperados ex-ante pero no son significativos a niveles convencionales.

El resultado anterior va en línea con lo encontrado por Sanchis-Guarner (2023) para España entre el año 2001 y 2012, donde estima mediante VI que la inmigración eleva los precios medios de venta de las viviendas en 3,3%. No obstante, el autor en este caso estima por separado el efecto de una mayor demanda por viviendas debido a las nuevas llegadas de inmigrantes y el efecto de los nativos reubicados.

Respecto a la primera etapa, se observa en las columnas (3) y (4) del Cuadro 8 que el instrumento afecta positiva y significativamente a la variable de interés, lo que es esperable, ya que la lógica del instrumento es que el flujo de inmigrantes nuevos se sitúe en zonas donde ya viven varios de sus compatriotas.

Asimismo, el instrumento Bartik pasa los test de identificación y de instrumento débil, además de cumplir con los supuestos de relevancia y exclusión, con un test F en la primera etapa de 132,2 y 146,2 en las columnas (3) y (4) respectivamente⁸.

Por otro lado, si se analizan las comunas de la provincia de Santiago, se obtienen los resultados del Cuadro 9.

⁸Un valor en torno a 20 del estadístico F en la primera etapa es considerado significativo.

Cuadro 9: Estimación principal por comunas de Santiago

	Departamentos				Casas			
	MCO		VI		MCO		VI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$
Second stage								
$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	0.318 (0.437)	0.469 (0.497)	3.570 (2.292)	3.723 (2.417)	1.463 (0.866)	1.149 (1.049)	-0.262 (3.305)	-0.781 (3.369)
$tasa_delitos_{it-1}$		-0.0143 (0.0101)		-0.0437* (0.0236)		0.0304** (0.0137)		0.0478 (0.0315)
$tasa_desempleo_{it-1}$		0.000315 (0.000752)		0.00042 (0.00076)		0.000865 (0.001)		0.00081 (0.00098)
$\Delta \ln(ingresos_{it})$		-0.00225 (0.0184)		-0.00059 (0.0189)		-0.0141 (0.0303)		-0.0154 (0.0313)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112	1,112
R-squared	0.054	0.054	0.056	0.056	0.084	0.085	0.085	0.087
F-statistic first stage			23.3	26.2			22.5	25.4
			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$
First stage								
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$			0.075*** (0.016)	0.072*** (0.014)			0.073*** (0.015)	0.070*** (0.014)
$tasa_delitos_{it-1}$			No	Si			No	Si
$tasa_desempleo_{it-1}$			No	Si			No	Si
$\Delta \ln(ingresos_{it})$			No	Si			No	Si
EF trimestre			Si	Si			Si	Si
EF zona			Si	Si			Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112	1,112
Number of comuna	32	32	32	32	32	32	32	32

Nota: Los errores estándar clusterizados por comuna mediante wild bootstrap se encuentran en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Se observa en la segunda etapa que la variable de interés no es significativa a niveles convencionales en ninguna especificación. Esto daría cuenta de que los inmigrantes que llegan a las comunas de la provincia de Santiago no producen un efecto significativo en el precio de las viviendas usadas entre los años 2014 y 2022, independiente si son casas o departamentos.

Asimismo, a partir de las columnas (7) y (8) se infiere que un mayor flujo de inmigrantes haría disminuir el precio de las casas, lo que indicaría que existe una menor demanda por casas en las comunas de la provincia de Santiago producto del efecto “emigración” de nativos; mientras que el efecto de un mayor flujo de inmigrantes aumenta el precio de los departamentos en una magnitud similar a la reportada a nivel de zonas con VI en el Cuadro 8, pero en este caso, de manera no significativa, como se muestra en las columnas (3) y (4).

Notar también que el coeficiente de interés estimado por MCO para casas muestra un signo contrario que cuando se estima por VI, aunque de forma no significativa.

A su vez, de la primera etapa se evidencia que el instrumento afecta de manera positiva y significativa a la variable de interés, con un test F que presenta valores mayores a 20 en la primera etapa, como se evidencia en las columnas (3), (4), (7) y (8). Sin embargo, a diferencia del Cuadro 8, se observa un valor bajo del R cuadrado.

Por último, notar que en el Cuadro 9 las estimaciones presentan 32 clusters y 1.120 observaciones (1.112 en el caso de las casas), a diferencia del Cuadro 8. Por lo tanto, las estimaciones realizadas en el Cuadro 9 presentan inferencia estadística más confiable.

VII. Análisis de robustez

En esta sección, se extiende el análisis de la sección anterior comprobando la solidez de los resultados obtenidos mediante VI a nivel de zonas y comunas. Para ello, se cambia el instrumento Bartik proveniente del Censo 2012 por otros, tales como: Bartik a partir del Censo 2002; variable de interés rezagada; y Bartik a partir del Censo 2012 en conjunto con la variable de interés rezagada.

VII.A Censo 2002 para zonas y comunas

Para evaluar la validez de los resultados obtenidos en el Cuadro 6 y 7, en vez de utilizar el Censo del año 2012 para construir el instrumento Bartik, se utiliza el Censo 2002 siguiendo el mismo supuesto respecto a la Región de Ñuble y la Región del Biobío, es decir, se considera la Región de Ñuble como la provincia de Ñuble que correspondía a la Región del Biobío en el año 2002. Los resultados se reportan en el Cuadro 10 y 11 a continuación.

Cuadro 10: Robustez A. por zonas de Chile

	MCO		VI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta \ln(IPV_{it})$	$\Delta \ln(IPV_{it})$	$\Delta \ln(IPV_{it})$	$\Delta \ln(IPV_{it})$
Second stage				
$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	2.768** (0.647)	2.465* (0.873)	4.391** (1.350)	4.491*** (0.618)
$\ln(superficie_aut_{it-1})$		-0.00290 (0.00812)		-0.00156 (0.00894)
$tasa_delitos_{it-1}$		-0.00420 (0.00650)		-0.00312 (0.00813)
$tasa_desempleo_{it-1}$		-0.00214 (0.00187)		-0.00155 (0.00244)
$\Delta \ln(pib_sa_{it})$		0.0220 (0.138)		0.00472 (0.131)
Observations	140	140	140	140
R-squared	0.518	0.520	0.521	0.526
F-statistic first stage			73.4	78.8
			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$
First stage				
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$			0.070*** (0.008)	0.073*** (0.008)
$\ln(superficie_aut_{it-1})$			No	Si
$tasa_delitos_{it-1}$			No	Si
$tasa_desempleo_{it-1}$			No	Si
$\Delta \ln(pib_sa_{it})$			No	Si
EF trimestre			Si	Si
EF zona			Si	Si
Observations	140	140	140	140
Number of zona	4	4	4	4

Nota: Los errores estándar clusterizados por zona mediante wild bootstrap están en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 11: Robustez A. por comunas de Santiago

	Departamentos				Casas			
	MCO		VI		MCO		VI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$
Second stage								
$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	0.318 (0.437)	0.469 (0.497)	0.748 (5.347)	0.276 (3.375)	1.463 (0.866)	1.149 (1.049)	12.325** (5.319)	10.362** (4.040)
$tasa_delitos_{it-1}$		-0.0143 (0.0101)		-0.0134 (0.0316)		0.0304** (0.0137)		-0.0530 (0.0344)
$tasa_desempleo_{it-1}$		0.000315 (0.000752)		0.00031 (0.00074)		0.000865 (0.001)		0.0011 (0.0011)
$\Delta \ln(ingresos_{it})$		-0.00225 (0.0184)		-0.00239 (0.0190)		-0.0141 (0.0303)		-0.0084 (0.030)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112	1,112
R-squared	0.054	0.054	0.056	0.056	0.084	0.085	0.086	0.088
F-statistic first stage			7.7	29.7			8.0	30.8
			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$
First stage								
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$			-0.026*** (0.010)	-0.042*** (0.008)			-0.027*** (0.010)	-0.043*** (0.008)
$tasa_delitos_{it-1}$			No	Si			No	Si
$tasa_desempleo_{it-1}$			No	Si			No	Si
$\Delta \ln(ingresos_{it})$			No	Si			No	Si
EF trimestre			Si	Si			Si	Si
EF zona			Si	Si			Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112	1,112
Number of comuna	32	32	32	32	32	32	32	32

Nota: Los errores estándar clusterizados por comuna mediante wild bootstrap se encuentran en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

A partir de estos resultados vemos que, por un lado, el análisis de robustez del Cuadro 10 confirma los resultados positivos encontrados en el Cuadro 8 para la variable de interés. De hecho, en este caso, el efecto encontrado en los precios de viviendas aumenta, ya que con el nuevo instrumento, un aumento de 1% en el stock de inmigrantes respecto a la población inicial aumenta el precio de las viviendas en un 4,5% de forma significativa. Este resultado es mayor que los reportados por los autores citados en la sección II.

Esto último puede ocurrir por el sesgo positivo que presenta el método de VI al estar estimando con 140 observaciones, no obstante, el instrumento posee el signo esperado, pasa los test de identificación y de instrumento débil, además de presentar valores altos el test F de la primera etapa.

Por otro lado, se observa en el Cuadro 11 que se invierte el signo del instrumento en la primera etapa, lo que quiere decir que entre más inmigrantes hayan de una cierta nacionalidad en una comuna, menos inmigrantes de esa nacionalidad llegarán a dicha comuna, lo que es contraintuitivo.

Por ende, construir el instrumento con el Censo del 2002 pierde sentido a nivel comunal. Una razón de por qué esto ocurre es que entre el año 2002 y 2014, cambió bastante la distribución de los inmigrantes según su nacionalidad dentro de las comunas de Santiago, no así a nivel de zonas.

Para poner en contexto lo anterior, el Cuadro 12 y 13 del **Anexo 4** muestran cómo se distribuían según zonas y comunas los inmigrantes peruanos en el Censo de 2002 y 2012⁹. Se observa que la distribución cambia entre un año y otro, pero en mayor medida a nivel comunal, estableciéndose un 7,3 % menos de peruanos en Las Condes y un 8,7 % más en Santiago, además de otros cambios de menor magnitud en las demás comunas.

En síntesis, es conveniente realizar el análisis a nivel comunal utilizando el Censo de 2012 para construir el instrumento en vez del Censo 2002, principalmente porque el primero es más representativo de dónde se situarán los inmigrantes que lleguen entre el año 2014 y 2022 en las comunas de Santiago. Lo anterior, considerando que la distribución de los inmigrantes según su nacionalidad cambia bastante en el tiempo a nivel comunal, y tiene que ver con las condiciones económicas y de vivienda que presente la comuna de destino.

VII.B Variable de interés rezagada para comunas

Dado que utilizar el Censo 2002 para construir el instrumento Bartik a nivel comunal pierde sentido por el signo del coeficiente asociado al instrumento en la primera etapa, se utiliza como instrumento la variable de interés $\Delta M_{it}/Pop_{it-1}$ rezagada un año, ya que no tiene un efecto causal directo sobre la variable dependiente o sobre los factores de confusión no observados, por lo que se espera que este instrumento mitigue el problema de la endogeneidad, reduciendo el sesgo (Wang y Bellemare, 2019). Los resultados se reportan en el Cuadro 14.

⁹Se escoge Perú puesto que en el año 2002 y 2012 es el país que reporta un mayor número de inmigrantes a nivel nacional y en la provincia de Santiago respecto al total de inmigrantes de otras nacionalidades. A nivel nacional, representaba un 20,6 % en 2002 y un 29,8 % en 2012. A nivel de la provincia de Santiago, representaba un 27,1 % en 2002 y un 35,8 % en 2012.

Cuadro 14: Robustez B. por comunas de Santiago

	Departamentos				Casas			
	MCO		VI		MCO		VI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$
Second stage								
$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	0.318 (0.437)	0.469 (0.497)	1.441* (0.734)	2.037** (0.887)	1.463 (0.866)	1.149 (1.049)	0.110 (1.212)	-0.316 (1.781)
<i>tasa.delitos</i> _{it-1}		-0.0143 (0.0101)		-0.0308** (0.0144)		0.0304** (0.0137)		0.0256 (0.0322)
<i>tasa.desempleo</i> _{it-1}		0.000315 (0.000752)		0.000046 (0.00069)		0.000865 (0.001)		0.000934 (0.001)
$\Delta \ln(\text{ingresos}_{it})$		-0.00225 (0.0184)		-0.00161 (0.0206)		-0.0141 (0.0303)		-0.0108 (0.0354)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	992	992	1,112	1,112	984	984
R-squared	0.054	0.054	0.063	0.063	0.084	0.085	0.090	0.092
F-statistic first stage			49.6	37.2			49.3	37.0
			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$
First stage								
$\frac{\Delta M_{it-1}}{Pop_{it-1}}$			0.446*** (0.063)	0.389*** (0.064)			0.445*** (0.063)	0.389*** (0.064)
<i>tasa.delitos</i> _{it-1}			No	Si			No	Si
<i>tasa.desempleo</i> _{it-1}			No	Si			No	Si
$\Delta \ln(\text{ingresos}_{it})$			No	Si			No	Si
EF trimestre			Si	Si			Si	Si
EF zona			Si	Si			Si	Si
Observations	1,120	1,120	992	992	1,112	1,112	984	984
Number of comuna	32	32	32	32	32	32	32	32

Nota: Los errores estándar clusterizados por comuna mediante wild bootstrap se encuentran en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Se observa del Cuadro 14 que la primera etapa es positiva y significativa al 99 % de confianza, lo cual tiene sentido ya que, si hace un año ingresó un cierto flujo de inmigrantes en relación con la población total a las comunas de Santiago, se espera que después este flujo sea de similar magnitud o mayor. A su vez, el test F de la primera etapa presenta valores altos.

De esta forma, vemos que la variable de interés en las columnas (3) y (4) es significativa al 90 % y 95 % de confianza respectivamente, donde la columna (4) en particular indica que para las comunas de Santiago, un aumento del stock de inmigrantes igual a 1 % respecto a la población inicial, hace aumentar el precio de los departamentos 2 % aproximadamente. A la vez, el efecto sobre las casas sigue siendo no significativo y el signo no concluyente.

El efecto encontrado a nivel de departamentos va en línea con las magnitudes reportadas por Gonzalez y Ortega (2012), donde por medio de VI encuentran un aumento en el precio de las viviendas de alrededor de 2 % en España durante el periodo 2000-2010.

VII.C Censo 2012 y variable de interés rezagada para comunas

En esta subsección, se pretende utilizar el instrumento Bartik construido a partir del Censo 2012 y la variable de interés rezagada un año para instrumentalizar la variable $\Delta M_{it}/Pop_{it-1}$. Es

decir, se sobreidentifica el modelo para evaluar el efecto de la inmigración en el precio de casas y departamentos usados de las comunas de Santiago, lo que puede ser bastante útil para considerar la plausibilidad de los supuestos de variables instrumentales. Esto se muestra en el Cuadro 15.

Cuadro 15: Robustez C. por comunas de Santiago

	Departamentos				Casas			
	MCO		VI		MCO		VI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$	$\Delta \ln(UF/m2_{it})$
Second stage								
$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	0.318 (0.437)	0.469 (0.497)	1.641* (0.852)	2.223** (1.002)	1.463 (0.866)	1.149 (1.049)	0.236 (1.284)	-0.197 (1.790)
$tasa_delitos_{it-1}$		-0.0143 (0.0101)		-0.0325** (0.013)		0.0304** (0.0137)		0.0245 (0.031)
$tasa_desempleo_{it-1}$		0.000315 (0.000752)		0.000052 (0.00069)		0.000865 (0.001)		0.000938 (0.001)
$\Delta \ln(ingresos_{it})$		-0.00225 (0.0184)		-0.00145 (0.021)		-0.0141 (0.0303)		-0.0108 (0.0357)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	992	992	1,112	1,112	984	984
R-squared	0.054	0.054	0.063	0.063	0.084	0.085	0.090	0.091
F-statistic first stage			38.0	30.1			37.3	29.4
Sargan statistic			0.046	0.024			0.009	0.005
			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$			$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$	$\frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}}$
First stage								
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$			0.082*** (0.015)	0.077*** (0.015)			0.081*** (0.015)	0.075*** (0.014)
$\frac{\Delta M_{it-4}}{Pop_{it-8}}$			0.438*** (0.058)	0.387*** (0.059)			0.437*** (0.058)	0.386*** (0.060)
$tasa_delitos_{it-1}$			No	Si			No	Si
$tasa_desempleo_{it-1}$			No	Si			No	Si
$\Delta \ln(ingresos_{it})$			No	Si			No	Si
EF trimestre			Si	Si			Si	Si
EF zona			Si	Si			Si	Si
Observations	1,120	1,120	992	992	1,112	1,112	984	984
Number of comuna	32	32	32	32	32	32	32	32

Nota: Nota: Los errores estándar clusterizados por comuna mediante wild bootstrap se encuentran en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Es importante mencionar que el hecho de sobreidentificar el modelo, implica que se debe utilizar un estimador alternativo de variables instrumentales: el estimador de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E). Este estimador sirve en circunstancias cuando la cantidad de instrumentos es mayor que el número de variables endógenas.

Al igual que el estimador de variables instrumentales, el estimador de MC2E nunca produce un estimador insesgado, no obstante, este sesgo desaparece en la medida que la muestra crece sin límites, por lo que el estimador MC2E es consistente, lo que es importante considerando que se cuenta con un número cercano a 1.000 observaciones.

A partir del Cuadro 15 se concluye que, en la primera etapa, tanto el instrumento Bartik como la variable de interés rezagada son positivos y significativos al 99% de confianza. A su vez, los

instrumentos pasan el test de sobreidentificación de Sargan¹⁰ y presentan un test F con valores altos en la primera etapa.

A su vez, de la columna (4) se obtiene que un aumento del stock de inmigrantes igual a 1 % respecto a la población inicial, hace aumentar el precio de los departamentos 2,2 % aproximadamente al 95 % de confianza, siendo un resultado muy similar al reportado en la columna (4) del Cuadro 14, donde el precio de los departamentos aumenta 2 %. Por último, notar que el efecto sobre las casas nuevamente es no significativo y el signo no concluyente.

VIII. Efectos Heterogéneos

En esta sección, se evalúa el efecto de la llegada de inmigrantes en el precio de las viviendas de comunas consideradas: de ingreso alto, con alto flujo de inmigrantes y políticamente progresistas. Para ello, se utilizan estimaciones a nivel comunal que consideran como instrumento el Bartik construido a partir del Censo 2012.

Se considera una comuna de “ingreso alto” a las comunas que en el año 2014, cuando comienza la muestra, presentaba un ingreso per cápita superior a la mediana de ingresos per cápita por comuna. De esta forma, las comunas que entran en la categoría de ingreso alto son: Cerrillos, Estación Central, Huechuraba, Independencia, La Cisterna, La Reina, Las Condes, Lo Barnechea, Lo Prado, Macul, Ñuñoa, Providencia, Quinta Normal, San Miguel, San Ramón y Vitacura. A estas comunas se les asigna el valor 1 y a las demás 0.

Asimismo, se considera una comuna con “alta inmigración” si el primer trimestre del año 2014, la comuna presentaba un flujo de inmigrantes en relación a la población comunal superior a la mediana. Las comunas con alta inmigración son: Cerrillos, Conchalí, Estación Central, Independencia, Las Condes, Lo Barnechea, Lo Prado, Macul, Ñuñoa, Providencia, Quilicura, Quinta Normal, Recoleta, San Miguel, Santiago y Vitacura. A estas comunas se les asigna el valor 1 y a las otras 0.

Por último, se considera una comuna “políticamente progresista” si en la segunda vuelta de las elecciones presidenciales del año 2005, 2009 y 2013, votaron en su mayoría (en dos de las tres elecciones) por un candidato de izquierda o centro izquierda en vez de uno perteneciente a la derecha o centro derecha¹¹.

Por lo tanto, si una comuna votaba en su mayoría (50 % + 1) el año 2005 por Bachelet, en 2009 por Piñera y 2013 nuevamente por Bachelet, es considerada una comuna “progresista”, ya que en su mayoría votó por un candidato de izquierda o centro izquierda. Sin embargo, si la comuna votaba en su mayoría por Piñera el 2005, por Frei Ruiz-Tagle en 2009 y Evelyn Matthei en 2013, es considerada “conservadora”.

Es importante destacar que si a las tres elecciones mencionadas, se le agregan las elecciones del año 2017 (Sebastián Piñera versus Alejandro Guillier) y 2022 (Gabriel Boric versus José Antonio Kast), no varían las comunas consideradas como “progresistas” ni “conservadoras”.

¹⁰El concepto sobreidentificación implica que el número de regresores endógenos es menor que el número de instrumentos utilizados en un modelo dado. En estos casos, el test de sobreidentificación debe ser aplicado para comprobar la validez de los instrumentos.

¹¹Cabe mencionar que en el año 2005 se enfrentaba Michelle Bachelet y Sebastián Piñera en segunda vuelta, en 2009 se enfrentó Sebastián Piñera con Eduardo Frei Ruiz-Tagle y en 2013 Michelle Bachelet y Evelyn Matthei.

De esta forma, las comunas consideradas “progresistas” son: Cerrillos, Cerro Navia, Conchalí, El Bosque, Estación Central, Huechuraba, Independencia, La Cisterna, La Florida, La Granja, La Pintana, Lo Espejo, Lo Prado, Macul, Maipú, Ñuñoa, Pedro Aguirre Cerda, Peñalolén, Pudahuel, Quilicura, Quinta Normal, Recoleta, Renca, San Joaquín, San Miguel, San Ramón y Santiago. A estas comunas se les asigna el valor 1 y a las demás 0.

Por lo tanto, el modelo a estimar es:

$$\Delta \ln(UF/m2_{itd}) = \delta_i + \delta_t + \beta_M \cdot r_i \cdot \frac{\Delta M_{it}}{Pop_{it-1}} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde r_i es la dummy que toma el valor 1 para las comunas con una característica específica y las demás variables son las mismas definidas en la ecuación (2). El Cuadro 16 contiene las estimaciones para comunas con ingreso alto, alta inmigración y políticamente progresistas, utilizando como instrumento el Bartik a partir del Censo 2012.

Cuadro 16: Efectos heterogéneos considerando el instrumento Bartik con el Censo 2012

VARIABLES	Departamentos			Casas		
	(1) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(2) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(3) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(4) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(5) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(6) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$
Second stage						
<i>ingreso_alto_{it}</i>	0.633 (1.612)			-0.343 (2.536)		
<i>alta_inmigracion_{it}</i>		2.600** (1.194)			0.036 (1.644)	
<i>progresistas_{it}</i>			1.797** (0.7674)			1.238 (1.725)
<i>tasa_delitos_{it-1}</i>	-0.01332 (0.0134)	-0.0336** (0.0145)	-0.0183** (0.0083)	0.043** (0.0167)	0.0404** (0.0176)	0.0350** (0.0126)
<i>tasa_desempleo_{it-1}</i>	0.0003 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.0008 (0.001)	0.0008 (0.001)	0.0009 (0.001)
$\Delta \ln(\text{ingresos}_{it})$	-0.0024 (0.0188)	-0.0016 (0.0190)	-0.0015 (0.01879)	-0.0151 (0.0309)	-0.0150 (0.0310)	-0.01421 (0.0309)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112
R-squared	0.056	0.057	0.056	0.087	0.087	0.087
F-statistic first stage	34.5	74.1	37.2	33.4	73.3	36.5
	<i>ingreso_alto_{it}</i>	<i>alta_inmigracion_{it}</i>	<i>progresistas_{it}</i>	<i>ingreso_alto_{it}</i>	<i>alta_inmigracion_{it}</i>	<i>progresistas_{it}</i>
First stage						
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$	0.123*** (0.021)	0.138*** (0.016)	0.200*** (0.033)	0.121*** (0.021)	0.137*** (0.016)	0.198*** (0.033)
<i>tasa_delitos_{it-1}</i>	Si	Si	Si	Si	Si	Si
<i>tasa_desempleo_{it-1}</i>	Si	Si	Si	Si	Si	Si
$\Delta \ln(\text{ingresos}_{it})$	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112
Number of comuna	32	32	32	32	32	32

Nota: Los errores estándar clusterizados por comuna mediante wild bootstrap se encuentran en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Se observa del Cuadro 16 que un aumento del stock de inmigrantes aumenta el precio de los departamentos en las comunas con alta inmigración y progresistas de forma significativa, siendo mayor el efecto en comunas con alta inmigración. Por el lado de las casas, no se observa ningún efecto significativo a niveles convencionales. Además, se evidencia que la primera etapa es positiva y fuertemente significativa, siendo consistente con la teoría.

Por otro lado, el Cuadro 17 contiene las estimaciones para comunas de ingreso bajo¹², baja inmigración¹³ y políticamente conservadoras¹⁴, utilizando nuevamente el instrumento Bartik a partir del Censo 2012.

Cuadro 17: Efectos heterogéneos considerando el instrumento Bartik con el Censo 2012

VARIABLES	Departamentos			Casas		
	(1) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(2) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(3) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(4) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(5) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$	(6) $\Delta \ln(UF/m2_{it})$
Second stage						
<i>ingreso_bajo_{it}</i>	1.686** (0.704)			-0.201 (1.406)		
<i>baja_inmigracion_{it}</i>		-9.20*** (2.864)			-3.614 (4.354)	
<i>conservadoras_{it}</i>			-0.363 (4.667)			-11.28 (7.162)
<i>tasa_delitos_{it-1}</i>	-0.0164** (0.008)	-0.0102 (0.009)	-0.0084 (0.0244)	0.041*** (0.0116)	0.0407*** (0.0105)	0.0907** (0.0359)
<i>tasa_desempleo_{it-1}</i>	0.0003 (0.001)	0.0003 (0.001)	0.0003 (0.001)	0.0008 (0.001)	0.0008 (0.001)	0.0009 (0.001)
$\Delta \ln(ingresos_{it})$	-0.0020 (0.0188)	-0.0039 (0.0188)	-0.0025 (0.01879)	-0.0151 (0.0308)	-0.0156 (0.0309)	-0.0144 (0.0307)
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112
R-squared	0.056	0.057	0.056	0.087	0.087	0.087
F-statistic first stage	33.0	70.4	50.0	33.0	68.6	49.3
	<i>ingreso_bajo_{it}</i>	<i>baja_inmigracion_{it}</i>	<i>conservadoras_{it}</i>	<i>ingreso_bajo_{it}</i>	<i>baja_inmigracion_{it}</i>	<i>conservadoras_{it}</i>
First stage						
$\frac{\Delta \widehat{M}_{it}}{Pop_{it-1}}$	0.196*** (0.034)	0.179*** (0.021)	0.038*** (0.005)	0.196*** (0.034)	0.181*** (0.022)	0.038*** (0.005)
<i>tasa_delitos_{it-1}</i>	Si	Si	Si	Si	Si	Si
<i>tasa_desempleo_{it-1}</i>	Si	Si	Si	Si	Si	Si
$\Delta \ln(ingresos_{it})$	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF comuna	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	1,120	1,120	1,120	1,112	1,112	1,112
Number of comuna	32	32	32	32	32	32

Nota: Los errores estándar clusterizados por comuna mediante wild bootstrap se encuentran en paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

¹²Cerro Navia, Conchalí, El Bosque, La Florida, La Granja, La Pintana, Lo Espejo, Maipú, Pedro Aguirre Cerda, Peñalolén, Pudahuel, Quilicura, Recoleta, Renca, San Joaquín y Santiago.

¹³Cerro Navia, El Bosque, Huechuraba, La Cisterna, La Florida, La Granja, La Pintana, La Reina, Lo Espejo, Maipú, Pedro Aguirre Cerda, Peñalolén, Pudahuel, Renca, San Joaquín y San Ramón.

¹⁴La Reina, Las Condes, Lo Barnechea, Providencia y Vitacura.

Se obtiene de este último cuadro que en las comunas de ingresos bajos, un aumento en el stock de inmigrantes aumenta el precio de los departamentos significativamente; mientras que en las comunas con baja inmigración, el precio de los departamentos disminuye 9,2% al 99% de confianza. A la vez, en la primera etapa el instrumento presenta signo positivo y significativo en todas las especificaciones, con un test F en la primera etapa que presenta valores altos.

Por lo tanto, las comunas donde aumenta el precio de los departamentos son las que presentan alta inmigración, las progresistas y las de ingreso bajo. Existen cuatro comunas que cumplen con pertenecer a estos tres grupos simultáneamente: Conchalí, Quilicura, Recoleta y Santiago.

IX. Conclusiones

La inmigración es un tema multidimensional que ha sido estudiado desde distintas perspectivas. En el contexto del mercado de viviendas, quienes han explorado cómo la inmigración afecta el precio de las viviendas en distintos países del mundo y encuentran un efecto positivo, concluyen que una afluencia de inmigrantes equivalente al 1% de la población se asocia con aumentos en el valor de las viviendas entre 0,9% y 3,3% (Saiz, 2007; Gonzalez y Ortega, 2012; Degen y Fischer, 2017; Moallemi y Melser, 2020; Sanchis-Guarner, 2023).

En esta investigación, se encuentra que un aumento del stock de inmigrantes igual al 1% respecto de la población inicial, provoca un aumento en el precio de las viviendas en Chile entre un 3,5% y 4,5% de forma significativa para los años 2014-2022, separando por zona geográfica. Esto se obtuvo utilizando como instrumento el Bartik construido a partir del Censo 2012 y 2002, respectivamente.

Para el mismo periodo de análisis, se encontró que un aumento del stock de inmigrantes igual al 1% respecto de la población inicial, provoca un aumento en el precio de los departamentos usados en las comunas de Santiago entre un 2% y 2,2% de forma significativa. Para ello, se utilizaron como instrumentos la variable flujo de inmigrantes respecto a la población total rezagada un año y esta misma variable junto con el Bartik construido a partir del Censo 2012, respectivamente.

Estos resultados indican que la aceleración o desaceleración de la entrada de inmigrantes en una zona o comuna se asocia a la aceleración o desaceleración de los precios de las viviendas. El potencial mecanismo es que el aumento del número de inmigrantes incrementa la demanda de vivienda y que, en combinación con una oferta inelástica en el corto plazo, aumenta el precio de las viviendas. La constatación de un efecto positivo de la inmigración sobre los precios de las viviendas es coherente con la idea de que los inmigrantes no desplazan uno por uno a los nativos de las ciudades de entrada. Sin embargo, también sugiere otro mecanismo importante por el que la inmigración podría afectar a las decisiones migratorias de algunos nativos en zonas con una oferta de vivienda inelástica (Saiz, 2007).

Una posible explicación de que el efecto encontrado en las comunas de Santiago sea menor que el de zonas es que el efecto “emigración” de nativos es mayor a nivel comunal, ya que la movilidad es menos costosa directa e indirectamente que mudarse de una zona a otra, pues no implica dejar atrás puestos de trabajo o lugares de estudios como colegios y universidades en el caso de que la familia tenga hijos(as).

Otra posible razón es que el aumento en el precio de las viviendas en las comunas analizadas provenga principalmente de departamentos y casas nuevas, es decir, propiedades que entre 2014-2022 se traspasan a personas naturales directamente desde la inmobiliaria que las construyó.

Una última explicación es que los inmigrantes que llegan a comunas de Santiago, hacen aumentar principalmente la demanda por arriendos de viviendas y no tanto la demanda por compras. Esto porque, tal como muestra el Cuadro 5, la RM es donde el precio de las viviendas ha aumentado más en el periodo de análisis, por lo que podría resultar costoso monetariamente adquirir una vivienda en las comunas de Santiago.

Además, a partir de los efectos heterogéneos, se obtuvo que en las comunas con alta inmigración, el aumento en el precio de los departamentos fue de 2,6% al 95% de confianza, mientras que en las comunas progresistas, el efecto en el precio de los departamentos fue de 1,8% al mismo nivel de confianza. No se encuentran efectos significativos en comunas de ingreso alto.

A su vez, se encontró que en las comunas de ingresos bajos aumentó el precio de los departamentos 1,7% de forma significativa, mientras que en las comunas con baja inmigración el precio de los departamentos disminuyó de forma sustantiva y significativa en 9,2%. No se encuentran efectos significativos en comunas conservadoras.

Es así como este documento contribuye a una mejor comprensión del impacto de la inmigración en el precio de las viviendas para países en vías de desarrollo como Chile. De hecho, el efecto de la inmigración en el precio de las viviendas a nivel de zonas es mayor que en los países revisados en la literatura, posiblemente por el sesgo positivo que presenta la estimación por VI al realizarse con 140 observaciones y dada la gran proporción de inmigrantes que ha ingresado a Chile en los años de análisis; además de tratarse de un país que presenta condiciones económicas y un mercado inmobiliario distinto a los países donde se ha realizado un análisis similar previamente. No obstante, el efecto encontrado a nivel comunal para departamentos está dentro de los valores reportados por los autores citados en la sección II. de este documento.

Al mismo tiempo, el trabajo de Gonzalez-Navarro y Undurraga (2023) que investiga el efecto de la inmigración sobre la formación y crecimiento de los barrios marginales en Chile, encuentra que la inmigración aumentó la demanda de viviendas de bajo costo, pero la oferta de viviendas no reaccionó y, en consecuencia, aumentó el precio de arriendo de las viviendas asequibles y obligó a una parte de los hogares de bajos ingresos a buscar alojamiento en asentamientos informales de barrios marginales.

De esta forma, la investigación de Gonzalez-Navarro y Undurraga da cuenta que la inmigración provoca diversos efectos en el mercado de viviendas del país de destino, aumentando la demanda por arriendos y, de esta forma, provocando que aumente el número de barrios marginales. Esto va en línea con lo encontrado en este documento, donde el aumento de la demanda por compra de viviendas hace aumentar el precio de estas, aunque de forma poco significativa en algunos casos, posiblemente porque el aumento de la demanda por arriendo de viviendas es mayor o porque los hogares con bajos ingresos optan por buscar alojamiento en barrios marginales, dado el alto precio de venta que actualmente poseen las viviendas en Chile y las desfavorables condiciones para pedir un crédito hipotecario en el país en los últimos años (Belmar y González, 2024).

Por último, la limitación más importante de esta investigación es la escasez de datos respecto a precios de viviendas, sobre todo a nivel comunal. Sería ideal contar con estos datos para todas las

comunas de Chile, no obstante, solo se pudieron obtener datos de departamentos y casas usadas de la provincia de Santiago. Por lo tanto, se podrían realizar investigaciones similares a esta pero con un panel de datos más amplio en el futuro, cuando posiblemente estén disponibles más datos sobre precios de viviendas.

Bibliografía

- Ajzenman, N., Dominguez, P., & Undurraga, R. (2023). Immigration, Crime, and Crime (Mis)Perceptions. *American Economic Journal: Applied Economics*, 15 (4): 142-76.
- Bartel, A. P. (1989). Where do the new US immigrants live?. *Journal of labor economics*, 7(4), 371-391.
- Basso, C. (21 de febrero de 2023). Fiscal Regional Sur y el impacto de la inmigración descontrolada: Ha fortalecido el crimen organizado. Ex-Ante. Recuperado de: [Link](#).
- Belmar, A., & González, H. (2024). Índice de Acceso a la Vivienda (IAV). Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales de la Universidad Católica. [Link](#).
- Borjas, G. (2014). *Immigration Economics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bound, J., Jaeger, D. A., & Baker, R. M. (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American statistical association*, 90(430), 443-450.
- Card, D. (2001). Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration. *Journal of Labor Economics*, 19(1), pp. 22–64.
- Caripan, S. (19 de septiembre de 2022). ¿Es un factor real la inmigración en el aumento de delitos en Chile? *Diario Constitucional*. Recuperado de: [Link](#).
- Degen, K., & Fischer, A. M. (2017). Immigration and Swiss house prices. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 153, 15-36.
- d’Albis, H., Boubtane, E., & Coulibaly, D. (2019). International migration and regional housing markets: Evidence from France. *International Regional Science Review*, 42(2), 147-180.
- Fuentes, M., & Alarcón, P. (2021). Inmigración y detenidos extranjeros en Chile: ¿Incremento del delito? *Revista Academia de Ciencias Policiales*, Volumen 3, N°1, pp. 88-102.
- Gibbons, S. (2004). The costs of urban property crime. *The Economic Journal*, 114(499), F441-F463.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., & Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. *American Economic Review*, 110(8), 2586-2624.
- Gonzalez, L., & Ortega, F. (2013). Immigration and housing booms: Evidence from Spain. *Journal of Regional Science*, 53(1), 37-59.
- Gonzalez-Navarro, M., & Undurraga, R. (2023). Immigration and Slums. Departamento de Ingeniería Industrial de la Universidad de Chile.
- Gopy-Ramdhany, N., & Seetanah, B. (2022). Does immigration affect residential real estate prices? Evidence from Australia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 15(2), 290-314.
- Green, L. (2018). The effect of immigration on UK house prices. School of Economics L13500-Economics Dissertation, The University of Nottingham.
- Helfer, F., Grossmann, V., & Osikominu, A. (2023). How does immigration affect housing costs in Switzerland?. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 159(1), 5.

Ihlanfeldt, K., & Mayock, T. (2010). Panel data estimates of the effects of different types of crime on housing prices. *Regional Science and Urban Economics*, 40(2-3), 161-172.

Jud, G. D., Benjamin, J. D., & Sirmans, G. S. (1996). What do we know about apartments and their markets?. *Journal of Real Estate Research*, 11(3), 243-257.

Kalantaryan, S. (2013). Housing Market Responses to Immigration; Evidence from Italy. EUI Working Paper RSCAS 2013/83, ISSN 1028-3625.

Li, G., Pengfei, W. & Qinghua, Z. (2018). Market Thickness and the Impact of Unemployment on Housing Market Outcomes. *Journal of Monetary Economics*, Volume 98, Pages 27-49.

Mayda, A. M., Peri, G., & Steingress, W. (2022). The political impact of immigration: Evidence from the United States. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(1), 358-389.

Moallemi, M., & Melser, D. (2020). The impact of immigration on housing prices in Australia. *Papers in Regional Science*, 99(3), 773-786.

Ministerio de Relaciones Exteriores (2023). Organización territorial. Recuperado de: [Link](#).

Organización Internacional para las Migraciones (OIM) (2023). Términos Fundamentales sobre inmigración. Recuperado de: [Link](#).

Organización de las Naciones Unidas (ONU) (2016). La inmigración es beneficiosa para todos si se gestiona correctamente. Recuperado de: [Link](#).

Peri, G. (2016). Immigrants, Productivity, and Labor Markets. *Journal of Economic Perspectives* 30 (4): 3–30.

Roodman, D., Nielsen, M. Ø., MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2019). Fast and wild: Bootstrap inference in Stata using boottest. *The Stata Journal*, 19(1), 4-60.

Sá, F. (2015). Immigration and house prices in the UK. *The Economic Journal*, 125(587), 1393-1424.

Saiz, A. (2007). Immigration and housing rents in American cities. *Journal of Urban Economics*, 61(2), 345–371.

Sanchis-Guarner, R. (2023). Decomposing the impact of immigration on house prices. *Regional Science and Urban Economics*, 100, 103893.

Sanfuentes, A. (13 de abril de 2022). Inmigración y delincuencia: trata de blancas y otras yerbas. *El Mostrador*. Recuperado de: [Link](#).

Subsecretaría de Desarrollo Regional y Administrativo (Subdere) (2023). Provincia de Santiago. Recuperado de: [Link](#).

Valencia, J., & Welle, D. (14 de diciembre de 2022). Inmigración, armas de fuego y más violencia: el diagnóstico de expertos sobre delincuencia en Chile. *BioBioChile*. Recuperado de: [Link](#).

Vergara, R., & Ugarte, G. (9 de julio de 2023). Inmigración y delincuencia: últimas cifras. *Centro de Estudios Públicos*. Recuperado de: [Link](#).

Wang, Y., & Bellemare, M. F. (2019). Lagged variables as instruments. Working Paper, Department of Applied Economics, University of Minnesota, Minneapolis, MN, USA, 2019.

Anexos

Anexo 1

Cuadro 2: Regiones según zonas de Chile

Zonas	Regiones
Zona Norte	Arica y Parinacota Tarapacá Antofagasta Atacama
Zona Centro	Coquimbo Valparaíso Libertador General Bernardo O'Higgins Maule Ñuble
Zona Sur	Biobío La Araucanía Lo Ríos Los Lagos Aysén Magallanes y Antártica Chilena
Región Metropolitana	Metropolitana

Fuente: Elaboración propia en base a zonas definidas por el Banco Central.

Cuadro 3: Provincias de la RM

Región	Provincias
Metropolitana	Santiago
	Cordillera
	Talagante
	Maipo
	Chacabuco
	Melipilla

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 2

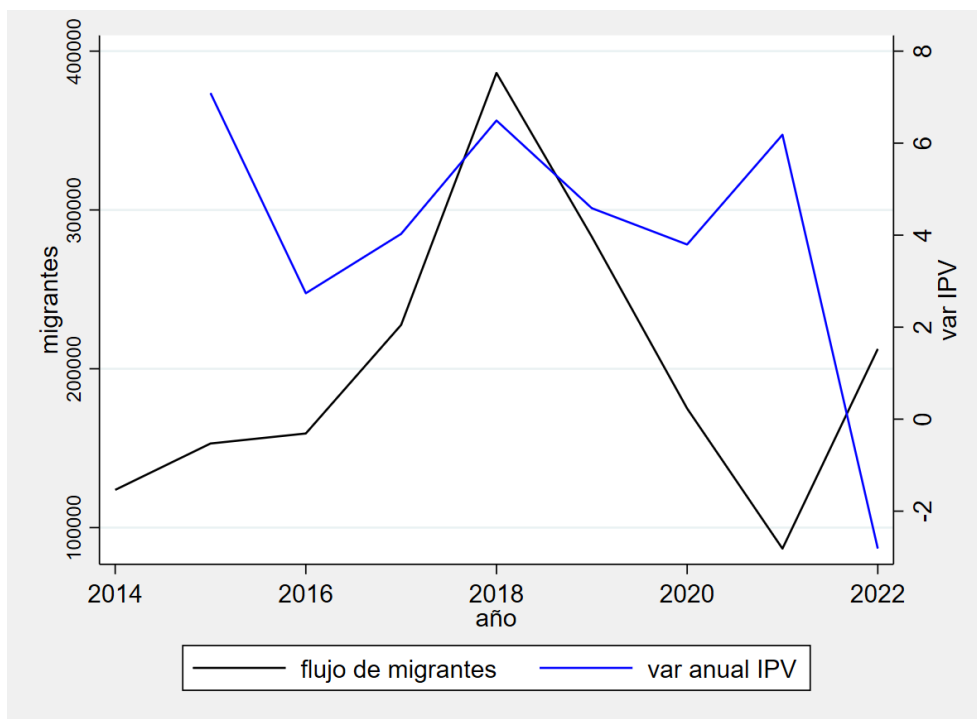
Figura 1: Comunas de la provincia de Santiago



Nota: Las comunas en color verde son las que componen la provincia de Santiago.
Fuente: Elaboración propia.

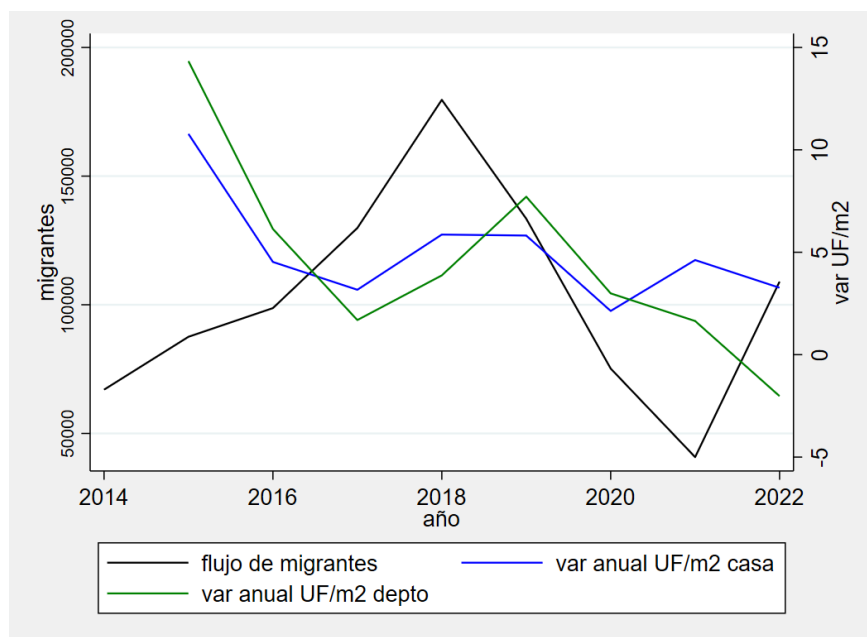
Anexo 3

Figura 2: Flujo de inmigrantes y variación IPV promedio por año (base por zonas)



Fuente: Elaboración propia.

Figura 3: Flujo de inmigrantes y variación precio promedio (UF/m²) por año (base comunal)



Fuente: Elaboración propia.

Anexo 4

Cuadro 12: Proporción de inmigrantes peruanos en las zonas de Chile

Zonas	Censo 2002	Censo 2012	Diferencia
RM	77,34 %	75,20 %	-2,14 %
Zona Centro	5,39 %	3,83 %	-1,56 %
Zona Norte	15,58 %	19,90 %	4,32 %
Zona Sur	1,69 %	1,07 %	-0,62 %
Total	100,00 %	100,00 %	0,00 %

Nota: La columna Diferencia corresponde a la resta entre las columnas Censo 2012 y Censo 2002.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 13: Proporción de inmigrantes peruanos en las comunas de Santiago

Comunas	Censo 2002	Censo 2012	Diferencia
CERRILLOS	0,52 %	0,56 %	0,04 %
CERRO NAVIA	1,00 %	1,45 %	0,45 %
CONCHALI	1,94 %	2,71 %	0,77 %
EL BOSQUE	0,49 %	0,43 %	-0,06 %
ESTACION CENTRAL	4,81 %	5,55 %	0,74 %
HUECHURABA	1,09 %	0,62 %	-0,47 %
INDEPENDENCIA	4,60 %	9,42 %	4,82 %
LA CISTERNA	0,90 %	0,71 %	-0,19 %
LA FLORIDA	4,04 %	2,68 %	-1,36 %
LA GRANJA	1,04 %	0,98 %	-0,06 %
LA PINTANA	0,54 %	0,52 %	-0,02 %
LA REINA	2,90 %	1,05 %	-1,85 %
LAS CONDES	11,46 %	4,12 %	-7,34 %
LO BARNECHEA	4,24 %	2,10 %	-2,14 %
LO ESPEJO	0,65 %	0,37 %	-0,28 %
LO PRADO	1,96 %	2,50 %	0,54 %
MACUL	1,87 %	1,57 %	-0,30 %
MAIPU	2,91 %	2,42 %	-0,49 %
NUNOA	2,85 %	1,78 %	-1,07 %
PEDRO AGUIRRE CERDA	1,05 %	0,84 %	-0,21 %
PENALOLEN	3,96 %	3,33 %	-0,63 %
PROVIDENCIA	4,63 %	1,66 %	-2,97 %
PUDAHUEL	1,13 %	1,42 %	0,29 %
QUILICURA	0,83 %	2,10 %	1,27 %
QUINTA NORMAL	3,05 %	3,46 %	0,41 %
RECOLETA	5,33 %	9,98 %	4,65 %
RENCA	0,88 %	1,05 %	0,17 %
SAN JOAQUIN	1,33 %	1,61 %	0,28 %
SAN MIGUEL	1,63 %	1,49 %	-0,14 %
SAN RAMON	0,63 %	0,73 %	0,10 %
SANTIAGO	20,53 %	29,19 %	8,66 %
VITACURA	5,23 %	1,60 %	-3,63 %
TOTAL	100,00 %	100,00 %	0,00 %

Nota: La columna Diferencia corresponde a la resta entre las columnas Censo 2012 y Censo 2002.

Fuente: Elaboración propia.