



“Efectos de ser Inmigrante en los Pagos de Arriendo: Evidencia Para la RM de Chile”

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO**

**Alumna: Pedro Mardones Zaldívar
Profesor Guía: Jaime Ruiz-Tagle**

Santiago, Julio 2023

Tesis para optar al grado de Magíster en Análisis Económico

Proyecto Fondecyt #1210972



Efecto de ser Inmigrante en los Pagos por Arriendo: Evidencia para Chile*

Autor: Pedro Mardones Z.[†]
Profesor Guía: Jaime Ruiz-Tagle[‡]
Co-Guía: Ernesto López[§]

SANTIAGO, 20 DE JULIO DE 2023

*Esta tesis no hubiera sido posible sin el constante apoyo brindado por mi familia y amigos. Además me gustaría agradecer al profesor Jaime Ruiz-Tagle, quien me guió a lo largo de toda esta investigación y me ayudó a resolver las múltiples preguntas y dificultades que surgieron en el camino. Por último agradecer también el constante apoyo y sugerencias recibidas por todos los participantes del Fondecyt N° 1210972.

[†]Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. Email: pmardones@fen.uchile.cl

[‡]Departamento de Economía, Universidad de Chile.

[§]Escuela de Arquitectura, Universidad San Sebastián.

Resumen

Chile, durante gran parte de las últimas décadas ha mostrado un desempeño excepcional dentro del contexto latinoamericano en materias políticas y económicas, lo que ha traído consigo una fuerte inmigración hacia el país. Esto viene de la mano con grandes desafíos para el país en distintos ámbitos, donde uno de estos es el mercado de las viviendas. En este trabajo se estudia la diferencia en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales, se plantea un esquema teórico que explica los factores que determinan el precio de los arriendos, y mediante variables instrumentales (VI) se corrigen posibles sesgos de las estimaciones obtenidas por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). De la estimación por VI se obtienen que los inmigrantes pagan un 18.5% más que los locales en el mercado de arriendos formal, y un 44.4% en los arriendos informales. Adicionalmente, se encuentra que sigue existiendo una brecha significativa en los pagos entre locales e inmigrantes que llevan incluso más de 15 años en el país.

Palabras clave: Inmigración, Precio de los Arriendos, Precios Hedónicos, Variables Instrumentales.

Clasificación JEL:D10, D46, F22, J15.

Abstract

Chile, during most of the last decades has shown an exceptional performance within the Latin American context in political and economic matters, which has brought with it a large amount of immigration to the country. This is accompanied by great challenges for the country in different areas, one of which is the housing market. In this paper we study the difference in rental payments between immigrants and locals, we propose a theoretical framework that explains the factors that determine the price of leases, and by means of instrumental variables (IV) we correct possible biases in the estimates obtained by ordinary least squares (OLS). The IV estimation shows that immigrants pay 18.5% more than locals in the formal rental market, and 44.4% in informal leases. Additionally, it is found that there is still a significant gap in payments between locals and immigrants who have been in the country for more than 15 years.

Keywords: Immigration, Rental Prices, Hedonic Prices, Instrumental Variables.

JEL Codes:D10, D46, F22, J15.

Highlights:

- Características y preferencias pueden generar brechas en los pagos por arriendo.
- Pago promedio por arriendo es menor cuando no se cuenta con un contrato formal de arriendo.
- Inmigrantes pagan más que los locales por viviendas similares.
- Brecha en el pago entre inmigrantes y locales es mayor en el caso de los arriendos informales.
- Inmigrantes con menor educación enfrentan una brecha superior en el pago por arriendo respecto a los locales.

1. Contexto Migratorio y del Mercado de Arriendos en Chile

El fenómeno migratorio hacia Chile cobró mayor relevancia a partir de la década de los 90 con el retorno de la democracia. Esto se vio impulsado por los notables avances en la reducción de la pobreza y las altas tasas de crecimiento económico que el país experimentó durante este período. Lo anterior representó una oportunidad para la inmigración desde países vecinos como Perú, Bolivia y Argentina, en los cuales el escenario nacional era relativamente peor al chileno ([Cano y Soffia, 2009](#)). Ya más recientemente, comienza a verse una fuerte inmigración desde Colombia el año 2010, así como también en 2015 puede apreciarse la llegada de una gran cantidad de inmigrantes provenientes de Haití y Venezuela.

Si bien se podría afirmar que la inmigración hacía Chile comienza con el retorno a la democracia, son las últimas décadas las que han estado marcadas por verdaderas olas de inmigración. De acuerdo a los datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), la tasa de crecimiento de la población migrante pasó de ser un 1 % el año 2000 a un 6,7 % en 2020. Esto, según un análisis realizado por el Servicio Jesuita Migrante (SJM) ha significado un aumento de 6,2 % en la proporción de inmigrantes sobre la población nacional total en un periodo de 15 años, pasando de representar un 1,3 % el año 2005 a un 7,5 % el 2020¹.

La inmigración en Chile se ha concentrado principalmente en la Región Metropolitana, esto podría explicarse en parte por las mayores oportunidades laborales que ofrece la capital, y por la mayor facilidad de establecer redes de apoyo con personas de la misma nacionalidad ([Cortés, 2008](#)). Una de las consecuencias de la migración a las ciudades más céntricas, es el aumento de la demanda por el arriendo de inmuebles para la vivienda, lo que es especialmente relevante para el caso de los inmigrantes, ya que estos a diferencia de los locales, suelen preferir el arriendo por sobre la vivienda propia.

Si bien el hecho de que los inmigrantes tengan una mayor preferencia por el arriendo, y que además este sea en las comunas más céntricas de la región, pese a que suelen tener costos de arriendo más elevados, no representa un problema por sí mismo puesto que dependerá de la disposición a pagar del arrendatario. Lo anterior sería problemático si los arrendadores se aprovecharan de la condición de inmigrante de las personas para realizar cobros excesivos por el arriendo de propiedades con características que no se ajustan al precio que se está cobrando.

La principal interrogante que se intentará responder en este trabajo, es si inmigrantes² pagan mayores precios de arriendo que los locales por viviendas con características similares, y si esto se ve amplificado en el caso de los arriendos sin un contrato formal de por medio. Un arriendo sin contrato formal, es aquel que no cuentan con un contrato escrito legalizado, pero en los que sí existe un trato de palabra que establece un pago mensual por la ocupación de la vivienda. Esto último es habitual en el caso del subarriendo, arriendos entre familiares, o bien como señala [Rodríguez-Matta \(2020\)](#) en el caso de los campamentos, cités y piezas de estudiantes.

¹Se utilizan estimaciones del DEM para el año 2005 y del INE y DEM para el 2020.

²Personas que cuando nacieron su madre vivía en el extranjero.

Para estudiar la brecha en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales Chile, se revisarán los factores que podrían estar detrás de esto, poniendo atención en la posible presencia de discriminación hacia la comunidad migrante. Existen dos tipos de discriminación que podrían generar este fenómeno, la discriminación estadística, que ocurre cuando se consideran las características observables a nivel grupal y no individual, y la discriminación basada en el gusto donde quien discrimina lo hace con el objetivo de no interactuar con las minorías (Becker, 1971), que en este caso serían los inmigrantes.

La hipótesis que se postula en este trabajo, es que inmigrantes pagarían mayores montos de arriendo que los locales en el mercado de alquiler chileno. Esto podría explicarse tanto por factores de la demanda (relevantes para el arrendatario a la hora de buscar y negociar una propiedad), como de la oferta, que abarca todas las variables que pueden estar afectando el precio al que el arrendador alquila su inmueble, donde uno de estos factores podría ser la discriminación (tanto estadística como por gusto). Por último, se postula que esta brecha se vería amplificada en el caso de arriendos sin un contrato formal de por medio, esto debido a la escasez de regulaciones, o al mayor poder de negociación con el cual contarían los arrendadores.

Para testear la hipótesis planteada se desarrolla un modelo de precios hedónicos, esto se realiza en primer lugar mediante una estrategia de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), pero dado al sesgo presente en este tipo de modelos producto de la endogeneidad de la inmigración, finalmente optamos por un modelo de variables instrumentales. De este último, se desprende que inmigrantes con contrato de arriendo estarían pagando un 18.5% más que los chilenos bajo el mismo tipo de arriendo. Mientras que para el caso de los arriendos sin un contrato formal de por medio, se encuentra que inmigrantes pagarían un 44.4% más que los locales.

Finalmente, para testear el impacto de llevar más años en el país sobre la brecha en los pagos por arriendo, se realiza el mismo modelo de variables interactivas, separando a los inmigrantes según sus años de estadía en el país. Podríamos esperar que elementos como la dependencia de las redes o necesidad de vivir cerca de estaciones de metro fueran disminuyendo, de forma que el precio cobrado a inmigrantes con una mayor estadía en el país, podría asociarse a un indicio de discriminación. Los resultados de este modelo nos muestran que la brecha disminuye al aumentar la estadía en el país pero luego esta vuelve a aumentar. Si bien esto podría ser un indicio de la presencia de discriminación, debido a los datos y recursos disponibles, no podemos afirmar esto con seguridad.

En lo que sigue se presentará una breve motivación y revisión de literatura en la sección 2, para luego pasar a la sección 3 donde se explica el modelo económico subyacente mediante el cual ser inmigrante tiene efecto en los precios de arriendo. En la sección 4 se muestran los datos utilizados y estadística descriptiva de estos, lo que será útil para comprender de mejor manera el modelo empírico que se presenta en la sección 5, y cuyos resultados serán presentados en la sección 6. En la sección 7 se testean los resultados encontrados mediante breves análisis de robustez y luego en la sección 8 se incluyen heterogeneidades al modelo principal, para finalmente terminar con la conclusión del presente trabajo en la sección 9.

2. Situación de Inmigrantes Arrendatarios y Metodologías para Estimar Brechas en los Precios

La situación a la que se enfrentan las comunidades migrantes al llegar al país, es relevante tanto para el desarrollo de políticas públicas, como para concientizar sobre las dificultades a las que deben hacer frente quienes llegan a Chile desde un país foráneo. El mercado de la vivienda en Chile ha sido cuestionado en numerosos estudios por las condiciones que deben enfrentar muchos migrantes al instalarse, además de que estos se ven expuestos a una mayor segregación residencial, mayores niveles de hacinamiento y viviendas de peor calidad (Roessler et al., 2020).

El caso de la Región Metropolitana es particularmente relevante de estudiar, ya que acorde a los datos del INE y del Departamento de Extranjería y Migraciones, para el 2020 concentraba más del 60 % de la población migrante nacional. En esta línea, Margarit Segura et al. (2022) señalan que uno de los aspectos más característicos del asentamiento migrante, es su concentración en áreas metropolitanas, lo que puede explicarse, entre otros factores, por las mayores oportunidades laborales (Capel, 1997; Portes, 2001; Bartel, 1989; Jaeger, 2000; Bauer et al., 2005) y por la presencias de comunidades de inmigrantes que actúan como redes de apoyo para quienes arriban al país (Card, 2001; Cortés, 2008; Razmilic, 2019).

El hecho de que existan comunidades de inmigrantes de la misma nacionalidad en una comuna puede generar “cadenas migratorias” (Mascareño, 2019), es decir que nuevos migrantes opten por dichas comunas al llegar al país. Sin embargo, acorde a Castillo y Razmilic (2020), el nivel de segregación de los inmigrantes en ciertas comunas va disminuyendo a medida que se estabilizan económicamente y que conocen otras alternativas.

Uno de los elementos más relevantes en el proceso migratorio es el acceso a la vivienda y el trato que tiene la sociedad receptora en este ámbito. Existe bastante evidencia acerca de las condiciones de vivienda a las que se ven enfrentados los arrendatarios inmigrantes en Chile, en términos de hacinamiento, viviendas de baja calidad y cobros excesivos (Margarit Segura y Bijit Abde, 2014), lo que se ve multiplicado en el mercado de arriendos informal (Arriagada y Jeri, 2020).

Los inmigrantes muchas veces se ven obligados a acceder al arriendo informal debido a las dificultades de financiamiento, para conseguir un aval que respalde su capacidad de pago, o ya directamente por temas legales (Razmilic, 2019; Troncoso et al., 2018). Esto último dificulta y demora el acceso a arriendos formales, ya sea tanto mediante programas estatales o como por cuenta propia (Correa y Flores, 2019). A partir de la evidencia que muestra las condiciones en el mercado de arriendo a las que se enfrentan muchos inmigrantes al llegar a Chile, surge la necesidad de comprender los mecanismos mediante los cuales las comunidades inmigrantes se ven perjudicadas en este mercado.

En Chile existe literatura que encuentra efectos de ser inmigrante sobre sufrir tratos discriminatorios o diferenciados, estos estudios se han centrado en mercados ajenos al de los arriendos. Por ejemplo, D. Contreras et al. (2013) estudian los efectos de la inmigración en el mercado laboral chileno, y posteriormente Álvarez et al. (2020) realizan un estudio más detallado de la brecha salarial en Chile, encontrando, acorde a lo señalado por los autores, evidencia de discriminación hacia cierto grupo de inmigrantes. Por otra parte, Domínguez

[et al. \(2022\)](#) señalan que encuentran evidencia de discriminación hacia los migrantes en el sistema judicial chileno. Esto es una de las motivaciones de la presente investigación, en la que se intentará desagregar los factores que pueden explicar diferencia en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales, y analizar si existen una parte no explicada que podría, en parte, explicarse por la presencia de discriminación en este mercado.

En Chile, si bien no existe gran literatura que utilice econometría para identificar el efecto de ser inmigrante en el mercado de arriendos de forma que se pueda encontrar un efecto más “limpio”, si existe una gran cantidad de estudios que analizan la situación de los migrantes en el mercado de arriendo chileno de forma descriptiva. Por un lado, [Arriagada y Jeri \(2020\)](#) analizan extensamente el fenómeno de los elevados costos de arriendo y realizan una exhaustiva caracterización de las precarias condiciones a las que se enfrentan los migrantes en calidad de subarrendatarios, dada la imposibilidad de poder acceder al arriendo de viviendas de una calidad digna. En esta misma línea, [Sheehan \(2018\)](#) estudia las principales dificultades que enfrentan los inmigrantes, y encuentra que una de estas es el acceso a contratos de arriendo formales, lo que se debe en parte al estatus de arrendatarios temporales y no definitivos, lo que finalmente los lleva a optar por arriendos informales en donde suelen existir abusos por parte de los arrendadores ([Arriagada, 2018](#); [Chana, 2017](#)).

Internacionalmente la discriminación en el mercado de viviendas hacia inmigrantes ha sido estudiado extensamente. Los dos métodos empíricos más utilizados para buscar causalidad en los resultados son el modelo de precios Hedónicos y los experimentos de campo ([Villatoro, 2021](#)). El primero, fue utilizado por primera vez en economía por [Rosen \(1974\)](#) y consiste en incluir en el modelo las características tanto objetivas como subjetivas del bien, y ha sido utilizado para testear discriminación en países como Noruega, donde [Beatty y Sommervoll \(2012\)](#), encuentran evidencia de discriminación basada en gusto en el mercado de arriendos de dicho país. El segundo modelo, consiste en el método de correspondencia, es decir, crear personajes ficticios y enviar correos o realizar llamadas a arrendadores de una ciudad para testear si existe discriminación mediante sus respuestas. Este último método ha tomado gran relevancia para testear discriminación y segregación territorial de inmigrantes en países como España ([Bosch et al., 2015](#)), Suecia ([Carlsson y Eriksson, 2014](#)) y Estados Unidos ([Massey y Lundy, 2001](#)).

A partir de la literatura presentada, queda en evidencia de que existen métodos y posibilidades de estudiar la discriminación mediante métodos causales, lo que es de gran importancia para poder focalizar de mejor forma las políticas públicas que apunten a identificar posibles abusos en el mercado de arriendos nacional. De esta forma, la principal motivación de este trabajo, es entregar una primera aproximación a la situación la que se enfrenta la población migrante en el mercado de arriendo chileno, mediante un modelo que apunta a limpiar los factores de confusión que podrían estar sesgando el efecto de ser un arrendatario inmigrante en Chile sobre los precios de alquiler.

3. Determinantes de la Brecha en el Pago por Arriendo entre Inmigrantes y Locales

Para estudiar el efecto de ser inmigrante (con o sin contrato) sobre el precio de los arriendos, es necesario estudiar qué mecanismos son los que pueden estar generando este efecto.

Para esto, es importante dividir los factores que vienen por el lado de la demanda, de aquellos que corresponden a factores de la oferta.

Cuando hablamos de los factores de la demanda, se hace referencia a aquellas variables que determinan la disposición a pagar de un arrendatario por cierto inmueble. Dentro de estas características se encuentran los atributos de la vivienda, los que pueden ser tanto objetivos como subjetivos. Dentro de las características objetivas, se encuentran elementos como los metros cuadrados, el número de habitaciones o de baños, mientras que por el lado subjetivo están aquellas cualidades de la propiedad que dependen de las preferencias de cada individuo, como por ejemplo, el color o distribución del inmueble.

Un segundo factor importante por el lado de la demanda corresponde a la cercanía a zonas de interés, pues una propiedad que se encuentra cerca del metro, áreas verdes o del lugar de trabajo del arrendatario, dará un gran valor agregado al inmueble arrendado. Esto último es especialmente relevante para los inmigrantes, quienes al llegar a un nuevo país y no ubicarse con facilidad en la ciudad, tienen mayores dificultades para movilizarse dentro de esta. Es por lo anterior, que comunidades migrantes han mostrado una clara preferencia por ubicaciones más céntricas, en donde les resulta más fácil y más barato movilizarse a su lugar de trabajo (Y. Contreras, 2016).

Por último, también asociado a la ubicación del inmueble, tenemos la cercanía a las redes de apoyo. Esta también será una característica positiva de la propiedad y será particularmente importante para aquellas personas recién llegadas al país. Por lo que es normal suponer que inmigrantes tendrán una mayor valoración por propiedades que se encuentren cerca de las de comunidades migrantes presentes en la zona (Baranzini et al., 2008), ya que estas las pueden ayudar en el ámbito laboral, o a adaptarse de mejor forma al nuevo país, actuando así como una red de apoyo.

Por otra parte, tenemos aquellos factores que son relevantes por el lado de la oferta, estas variables son aquellas que determinan el precio al cual el arrendador (oferente) estará dispuesto a arrendar su propiedad a un individuo específico. La primera de estas variables corresponde al cuidado del inmueble, ya que evidentemente, al dueño de la propiedad le importará que el arrendatario sea cuidadoso con la propiedad, pues en caso contrario deberá incurrir en gastos para arreglarla. Por otro lado, para el arrendador también será relevante la capacidad de pago del arrendatario y que este pueda acreditarlo de alguna forma, pues en caso de que este no pueda pagar, esto significaría una pérdida para el arrendador.

Por último, existe otra variable que podría estar afectando la decisión del arrendador, la discriminación basada en el gusto. Esto ocurre cuando el arrendador discrimina o abusa a través de cobros más elevados a inmigrantes sólo por el hecho de ser de otra nacionalidad. Esta discriminación no corresponde a la del tipo estadística, ya que los prejuicios hacia inmigrantes, producto de ver sus características como grupo y no individuales, entrarían más bien en las variables de cuidado y capacidad de pago, esto porque arrendadores podrían tener ciertos estereotipos formados acerca de los arrendatarios extranjeros, los que si bien en algunos casos puede estar fundamentado por estadísticas, muchas veces se deben a percepciones erróneas en relación a la inmigración por parte de los locales (Ajzenman et al., 2022).

Lo anterior puede representarse mediante una función de utilidad para arrendatarios y arrendadores de la siguiente forma:

$$U_{\text{arrendatario}} \left(\overset{(+,-)}{\text{Inmueble}}, \overset{(+)}{\text{Ubicación}}(\overset{(+)}{\text{Cercanía}}, \overset{(+)}{\text{Redes}}) \right)$$

$$U_{\text{arrendador}} \left(\overset{(+)}{\text{Pago}}, \overset{(+)}{\text{Cuidado}}, \overset{(-)}{\text{Inmigrante}} \right)$$

En la primera función, podemos ver que la utilidad del arrendatario dependerá de las características del inmueble, las que según sus preferencias afectarán de manera positiva o negativa su nivel de utilidad. Ésta, también dependerá de la ubicación, que al mismo tiempo depende de qué tan cerca se encuentre de las zonas de interés del arrendatario, así como también, de si se encuentra o no cerca de áreas en las que existan redes de apoyo que sean significativas para el inquilino. De esta forma, en caso de que la propiedad cumpla con dichas características, esto tendrá un impacto positivo en la utilidad, y por ende, en la valoración del arrendatario por la vivienda ofrecida.

Por el otro lado tenemos la utilidad del arrendador, que como mencionamos anteriormente, depende positivamente de la capacidad de pago y cuidado del arrendatario, pero además, la función depende de una tercera variable “Inmigrante”. Esta última variable, solo es relevante cuando existe discriminación basada en el gusto, pues en este caso, el simple hecho de que la persona a la cual el propietario le está arrendando su propiedad sea inmigrante, le genera una pérdida de utilidad. Sin embargo, también puede ocurrir que el origen del arrendatario no sea relevante para ciertos arrendadores, en dicho caso, la variable “Inmigrante” deja de ser relevante en su función de utilidad.

Es importante destacar que la variable asociada a discriminación solo es relevante cuando se trata de discriminación basada en el gusto, ya que en este caso, el hecho de que el arrendatario sea inmigrante será lo que disgusta al arrendador, y podría traducirse, ineficientemente, en un mayor cobro. Esto no ocurre en el caso de la discriminación estadística, ya que ésta se asocia más bien a la generalización de ciertas características de los inmigrantes (no al hecho de que sea inmigrante), tales como su estadía, que podrían llevar al arrendador a cobrar más caro para protegerse de ciertos riesgos, lo que a diferencia de la discriminación basada en el gusto, si puede resultar eficiente.

La relación positiva o negativa entre las funciones de utilidad y sus respectivos determinantes, será la que finalmente determine la disposición a pagar, por el lado del arrendatario, y el monto ofrecido por parte del arrendador. De esta forma, mientras mayor utilidad le genera una propiedad a un potencial arrendatario, su disposición a pagar aumentará. Mientras que en el caso del arrendador, mientras mayor sea su utilidad, menor será el cobro que estará dispuesto a aceptar por el arriendo de su inmueble.

Una vez que hemos definido las funciones de utilidad, es importante revisar en que variables existe una diferencia significativa entre inmigrantes y locales, debido a que éstas

serán las que determinen la brecha en el pago por arriendos entre ambos grupos. Por un lado, hemos presentado evidencia que nos muestra que inmigrantes han mostrado una clara preferencia por viviendas que se encuentran en comunas céntricas y que cuentan con un número importante de inmigrantes, que pueden actuar como redes de apoyo. Esto es un indicio de que la elasticidad precio demanda de los inmigrantes sería menor que la de los locales.

Por otra parte, a los inmigrantes les resulta más difícil demostrar capacidad de pago y de cuidado, ya que no tienen un historial laboral o de arriendos en el país que los acredite. Esto, sumado al factor discriminación y a su demanda más inelástica por ciertos arriendos, conducirá a que inmigrantes paguen un precio mayor que los locales en el mercado de arriendos.

Sin embargo, algo que no hemos analizado hasta el momento, es que todas las variables que determinan el precio del arriendo, salvo por la discriminación, debiesen ir convergiendo entre locales e inmigrantes a medida que la estadía de estos últimos asciende. Esto, debido a que a medida que un migrante conocen mejor la ciudad, les será más fácil movilizarse y comenzarán a depender menos de sus redes de apoyo. Esto, sumado a la mayor estabilidad laboral que podría esperarse de un inmigrante con más años en el país y a un historial de arriendos que acredite la capacidad de cuidado del inmigrante, debiese reducir la eventual prima cobrada por el arrendador.

Por el otro lado, la variable asociada a la discriminación basada en gusto, a menos que hubiera un repentino cambio en la mentalidad de los arrendadores, no se verá alterada según la estadía de los inmigrantes. De esta forma, al comparar el pago por arriendo entre locales e inmigrantes con varios años en el país, esperaríamos que la brecha en el pago por arriendo sea menor que en el caso de los inmigrantes, pero que de todas formas exista un remanente, el que podría ser debido a factores no observados, o bien, un indicio de discriminación.

4. Caracterización de Inmigrantes y Locales en el Mercado de Arriendos

Para las estimaciones que se realizan en el presente trabajo se utiliza la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del año 2017³. Nuestro universo de estudio, como se muestra en la Figura A.1 de la sección A del Anexo, serán todos los arrendatarios mayores de 18 años en Chile.

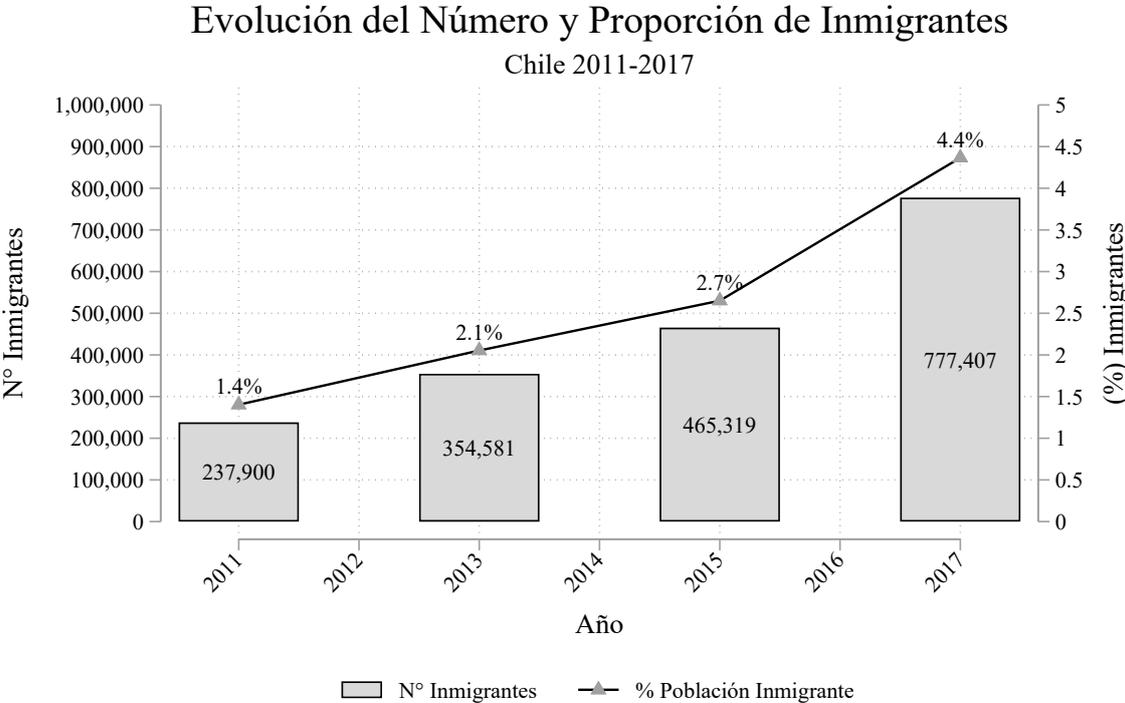
Para encontrar la brecha en los pagos por arriendo, se divide la muestra en cuatro grupos de interés: (i) inmigrantes con contrato de arriendo, (ii) inmigrantes sin contrato de arriendo formal, (iii) locales con contrato de arriendo, y por último (iv) locales que no cuentan con un contrato formal de arriendo. De esta forma podremos comparar a inmigrantes y locales en el mercado de arriendos formal e informal.

³A pesar de estar disponible la CASEN 2020, esta carece de una serie de variables relevantes que dificultan su uso para este trabajo, tales como la cercanía a ciertos servicios, variables relacionadas a la seguridad y a externalidades presentes en la zona de residencia de los arrendatarios.

En Chile la inmigración es un fenómeno que ha tomado gran relevancia durante las últimas décadas y que ha traído consigo grandes desafíos para el país, donde uno de los más relevantes es la situación habitacional de los inmigrantes. La presente investigación aborda la problemática de la brecha en los pagos en el mercado de arriendo entre inmigrantes y locales, de forma que se busca identificar el efecto de ser inmigrante sobre los precios pagados por arriendo en Chile. Para lograr esto, es importante caracterizar la inmigración presente en el país y estudiar las diferencias respecto a la población local.

La migración hacia Chile ha aumentado con especial fuerza durante las últimas décadas. Como se muestra en la Figura 1, la proporción de inmigrantes pasó de representar un 1.4% de la población del país en 2011 a un 4.4% el año 2017, lo que se traduce en la llegada de 539.504 migrantes en 6 años.

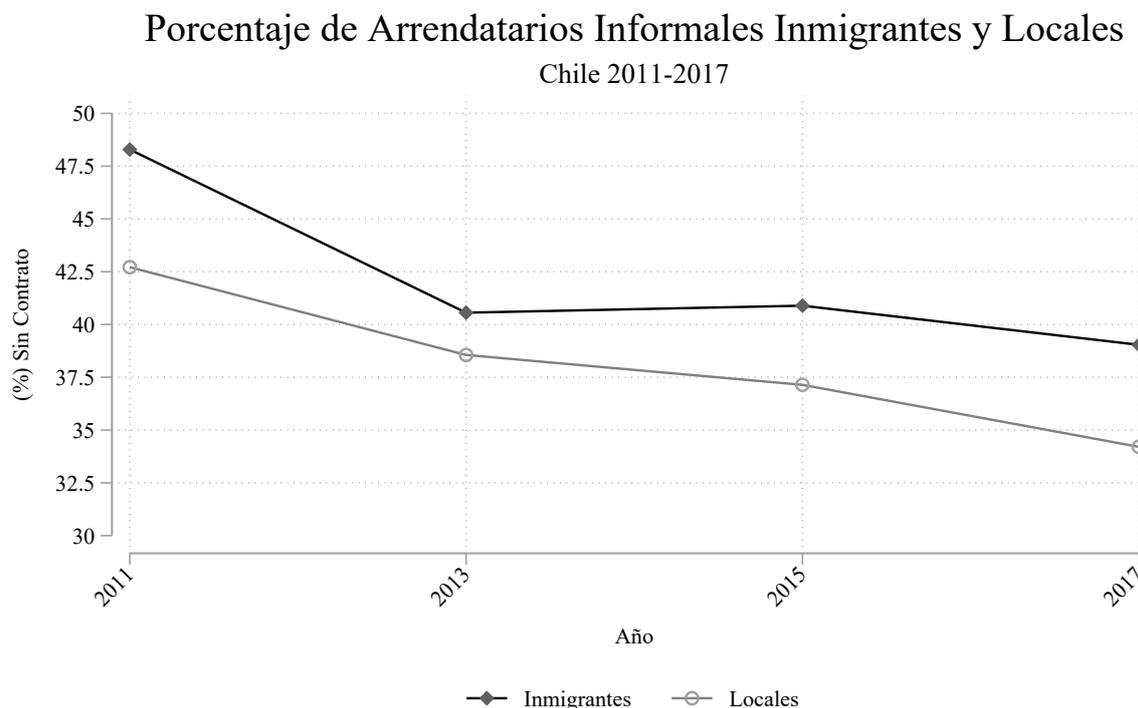
Figura 1: Crecimiento del número y proporción de inmigrantes en Chile entre los años 2011 y 2017.



Fuente: Elaboración propia a partir de Casen 2011-2017

El fuerte aumento que ha experimentado la tasa de inmigración hacia Chile ha traído consigo un shock en la demanda por el arriendo de propiedades en el país, esto considerando que la gran mayoría de los inmigrantes, a diferencia de los locales, opta por el arriendo como mecanismo para adquirir una vivienda. Sin embargo, muchos inmigrantes no logran acceder a un arriendo mediante un contrato formal, por lo que arriendan de manera irregular. En la Figura 2, podemos ver la evolución del arriendo informal y la brecha entre el porcentaje de inmigrantes y locales que arriendan su vivienda de esta forma.

Figura 2: Evolución arriendo informal en inmigrantes y locales en Chile entre los años 2011 y 2017.



Fuente: Elaboración propia a partir de Casen 2011-2017

El gráfico nos muestra que el porcentaje de arrendatarios informales es superior en la población inmigrante que en la local durante toda la muestra, pero que en ambos grupos la mayoría de los arrendatarios se encuentran arrendado su vivienda formalmente, ya que para ninguno de los dos grupos el arriendo informal supera el 50%. Si bien los arriendos informales habían disminuido para ambos grupos entre el 2011 y 2013, el año 2015 aumentó levemente el número de arriendos informales en el caso de los inmigrantes, ampliando la brecha con el porcentaje de locales para quienes el 2015 continuó con la tendencia a la baja.

Ahora que hemos visto que existe un porcentaje importante de personas que arriendan informalmente sus viviendas, podemos estudiar que implicancias tiene esto sobre el pago por arriendos. Diferenciando nuevamente entre inmigrantes y locales, en la Figura B.1 se muestra el pago por arriendo como porcentaje del ingreso del arrendatario, de forma que sea comparable entre personas con distintos niveles de ingreso.

Tabla 1: Porcentaje del ingreso destinado al arriendo de viviendas para inmigrantes y locales según su situación contractual de arriendo en Chile el año 2017.

| | Inmigrante | Local |
|--------------|------------|--------|
| Con contrato | 25.8 % | 19.8 % |
| Sin contrato | 28.3 % | 19.7 % |

Nota: Los porcentajes representan la proporción del ingreso del hogar destinado al arriendo de su vivienda. La situación contractual hacer referencia a si el arriendo de la vivienda se realizó mediante un contrato formal o no.

En la Tabla 1 podemos ver el porcentaje del ingreso destinado al arriendo para nuestros cuatro grupos de comparación. Para el 2017 el grupo que paga un mayor porcentaje de sus ingresos por arriendos, son los inmigrantes que arriendan de manera informal, quienes destinan alrededor de un 28,3% de sus ingresos al arriendo, seguidos en segundo lugar por los inmigrantes con arriendo formal con un 25,8%. En cuanto a los locales, resulta llamativo que el ingreso destinado al arriendo es bastante similar entre quienes arriendan formalmente y quienes no, ya que destinan un 19,8% y 19,7% de sus ingresos al arriendo respectivamente. Este patrón se ha mantenido en el tiempo, lo cual puede apreciarse en la Figura B.1 de la sección B del Anexo.

Ahora es importante revisar más detalladamente las diferencias entre inmigrantes y locales en características que puedan ayudarnos a comprender de mejor forma la brecha en el pago por arriendos. Para esto, en la Tabla 2 se presentan los promedios de ciertas características relevantes para ambos grupos, y las diferencias de medias⁴ para comprobar si las diferencias entre ambos grupos son significativas.

Como podemos ver en la Tabla 2, los grupos que se comparan en el presente trabajo presentan grandes diferencias entre ellos en la muestra utilizada. Esto se ve reflejado en que en la gran mayoría de las variables consideradas, existen diferencias significativas entre inmigrantes y locales. Estas diferencias se dan tanto en características individuales, como en las viviendas en las cuales habitan los integrantes de cada grupo.

Más específicamente, podemos ver que inmigrantes pagan arriendos por un monto superior a los locales, pero al mismo tiempo tienen mayores ingresos. Así como también inmigrantes tienden a ser más jóvenes, la proporción de mujeres es menor y un porcentaje mayor de la población migrante posee un título de educación media y superior. En el ámbito laboral, la proporción de inmigrantes “Ocupados” y “Desocupados” es superior a la de los locales, mientras que una menor proporción se encuentra “Inactiva”.

⁴Obtenidas mediante mínimos cuadrados ordinarios.

Tabla 2: Diferencias individuales y de las viviendas de inmigrantes y locales en Chile con datos de la encuesta Casen 2017

| | Locales | | Inmigrantes | | Diferencia |
|--|---------|---------|-------------|---------|------------|
| | Media | DS | Media | DS | |
| Pago arriendo (miles de CLP) | 223.55 | 151.49 | 259.45 | 147.86 | 35.91*** |
| Ingreso total del hogar (miles de CLP) | 1187.22 | 1565.60 | 1206.81 | 1539.52 | 19.59*** |
| Género (Mujer=1) | 0.53 | 0.50 | 0.52 | 0.50 | -0.011*** |
| Edad | 39.00 | 15.06 | 33.71 | 10.39 | -5.291*** |
| Sin educación (%) | 0.03 | 0.16 | 0.01 | 0.10 | -0.017*** |
| Básica (%) | 0.09 | 0.29 | 0.07 | 0.26 | -0.021*** |
| Media (%) | 0.44 | 0.50 | 0.47 | 0.50 | 0.032*** |
| Superior (%) | 0.44 | 0.50 | 0.45 | 0.50 | 0.006*** |
| Ocupados (%) | 0.70 | 0.46 | 0.81 | 0.39 | 0.106*** |
| Desocupados (%) | 0.05 | 0.22 | 0.06 | 0.25 | 0.014*** |
| Inactivos (%) | 0.25 | 0.43 | 0.13 | 0.33 | -0.120*** |
| Casa aislada (%) | 0.28 | 0.45 | 0.11 | 0.31 | -0.173*** |
| Casa pareada (%) | 0.42 | 0.49 | 0.27 | 0.44 | -0.151*** |
| Departamento (%) | 0.29 | 0.45 | 0.53 | 0.50 | 0.244*** |
| Pieza en casa antigua o conventillo (%) | 0.01 | 0.10 | 0.08 | 0.27 | 0.072*** |
| Otro tipo (%) | 0.01 | 0.08 | 0.01 | 0.12 | 0.008*** |
| Aceptable (%) | 0.90 | 0.30 | 0.88 | 0.32 | -0.021*** |
| Recuperable o Irrecuperable (%) | 0.10 | 0.30 | 0.12 | 0.32 | 0.021*** |
| Habitaciones | 2.67 | 1.21 | 2.43 | 1.78 | -0.241*** |
| Baños | 1.32 | 0.62 | 1.26 | 0.57 | -0.057*** |
| Hogares en la vivienda | 1.11 | 0.58 | 1.41 | 1.11 | 0.296*** |
| Personas en el hogar | 3.42 | 1.61 | 3.49 | 1.86 | 0.071*** |
| Metros Cuadrados | 64.18 | 31.77 | 57.11 | 31.94 | -7.070*** |
| Transporte, educación y salud (%) | 0.88 | 0.32 | 0.93 | 0.26 | 0.047*** |
| Almacén, cajero y farmacia (%) | 0.81 | 0.39 | 0.91 | 0.29 | 0.095*** |
| Área verde (%) | 0.95 | 0.22 | 0.97 | 0.18 | 0.018*** |
| Rayados y peleas (%) | 0.28 | 0.45 | 0.27 | 0.44 | -0.013*** |
| Balaceras, consumo y tráfico de drogas (%) | 0.40 | 0.49 | 0.37 | 0.48 | -0.027*** |
| Observaciones | 21,534 | | 3,619 | | 25,153 |

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Notas: Variables de *Cercanía* y *Presencia frecuentemente* son índices construidos que toman valor 1 si se encuentra a menos de 2,5 Km (1 km para transporte) de todos los elementos mencionados en cada variable o si presencia siempre o muchas veces cualquiera de los acontecimientos mencionados en el último grupo de variables. Mt2 es un promedio del rango de mt2 en el cual el encuestado clasifica su vivienda. La media de aquellas variables con el signo (%), representan el porcentaje de individuos de cada grupo que se identifica con la variable en cuestión.

En cuanto al tipo de vivienda, la mayoría de los inmigrantes se concentra en departamentos, no así los locales que muestran una mayor preferencia por casas. También existe una diferencia bastante significativa en la proporción de personas que viven en piezas de casas antiguas o conventillos, ya que mientras en los locales solo el 1% de concentra en este tipo de viviendas, para los inmigrantes este porcentaje asciende a un 8%.

Por el lado de las características del hogar, los locales viven en mayor proporción que los inmigrantes en hogares de calidad aceptable, como también en viviendas con una mayor cantidad de metros cuadrados, habitaciones y baños. Por otra parte, en las viviendas de los inmigrantes hay en promedio un mayor número de hogares cohabitando en las viviendas al mismo tiempo que los hogares son más numerosos. Finalmente, tenemos que las

viviendas escogidas por inmigrantes suelen encontrarse en mayor proporción cerca de ciertos servicios y del transporte público. También tenemos que el promedio de inmigrantes que ha presenciado frecuentemente situaciones que afectan la seguridad, como rayados, peleas, balaceras y consumo y tráfico de droga es menor que el de los locales.

De este análisis se desprende que los grupos que se comparan en este trabajo son significativamente distintos entre ellos en una gran cantidad de ámbitos. Por lo que serán controles relevantes para las estimaciones que se realizarán en pos de identificar el efecto de ser inmigrante sobre los pagos por arriendo.

5. Modelo de Precios Hedónicos para Testear Brechas en el Pago por Arriendos

Para identificar el efecto de ser inmigrante sobre los precios de arriendo se utiliza un modelo de precios hedónicos. Este modelo consiste en considerar en las estimaciones características que tienen valoraciones tanto objetivas como subjetivas, por lo que se desagrega el precio pagado en las distintas características del bien que pueden estar influenciando la determinación de este.

Para identificar el efecto buscado, a partir de los datos que nos proporciona la encuesta Casen 2017, primero es importante identificar nuestros grupos de comparación que se muestran en la Tabla 3, donde la pertenencia a cada uno de estos grupos depende de las siguientes dos variables:

$$\text{INM} \begin{cases} 1 = \text{Inmigrante} \\ 0 = \text{No inmigrante} \end{cases} \quad \text{SC} \begin{cases} 1 = \text{Sin contrato de arriendo} \\ 0 = \text{Con contrato de arriendo} \end{cases}$$

Tabla 3: Grupos de comparación en modelo de precios hedónicos.

| | | SC | |
|-----|---|---------------------------------------|---------------------------------------|
| | | 1 | 0 |
| INM | 1 | Inmigrantes sin contrato de arriendo. | Inmigrantes con contrato de arriendo. |
| | 0 | Locales sin contrato de arriendo. | Locales con contrato de arriendo. |

Notas: “Inmigrantes” está compuesto por todos quienes al momento de nacer su madre vivía en el extranjero.

Mínimos Cuadrados Ordinarios

Una vez que ya hemos definido nuestros grupos de comparación, podemos estimar el pago por arriendo para cada uno de estos grupos mediante el modelo de precios hedónicos planteado en la ecuación 1, el que corresponde a una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con una variable interactiva.

$$\text{Ln}(A_{i,r}) = \beta_0 + \beta_1 \text{INM}_{i,r} + \beta_2 \text{SC}_{i,r} + \beta_3 (\text{INM}_{i,r} \times \text{SC}_{i,r}) + \beta_4 X_{i,r} + \lambda_r + \varepsilon_{i,r} \quad (1)$$

Además de las variables explicativas que ya hemos definido (INM y SC), tenemos la variable dependiente del modelo, “Ln(A)”, la que representa el logaritmo natural de los precios de arriendo que pagan los individuos. Por otro lado, “X” representa una matriz de controles individuales, de la vivienda y su entorno, los que se presentan en la tabla C.1 de la sección C del Anexo. Dentro de los controles individuales tenemos el logaritmo del salario, nivel educacional, género, edad y estado de actividad laboral. Mientras que en los controles asociados a la vivienda se incluye la calidad, tipo de vivienda, metros cuadrados, número de hogares y personas en la vivienda, cantidad de habitaciones y baños, y el pago por viviendas similares en el sector. Por último, se controla por características del entorno, tales como la proximidad a ciertos lugares, la seguridad y las externalidades presentes en el entorno. Finalmente se incluyen efectos fijos por región, representados por λ_r en la ecuación 1.

Una vez que obtenemos los coeficientes estimados, debemos interpretar estos de forma que podamos comparar el precio de arriendo pagado por inmigrantes con el pagado por los locales. Esta comparación se realiza de forma diferenciada entre aquellos que cuenten con un contrato formal de arriendo y quienes no. Por lo tanto, para poder interpretar bien los resultados debemos obtener el resultado esperado para cada grupo, lo que se realiza aplicando esperanzas condicionales:

$$E[\text{Ln}(A_{ir}) | INM_{ir} = 0, SC_{ir} = 0] = \beta_0 + \beta_4 E[X_{i,r} | \dots] + \lambda_r \quad (2)$$

$$E[\text{Ln}(A_{ir}) | INM_{ir} = 0, SC_{ir} = 1] = \beta_0 + \beta_2 + \beta_4 E[X_{i,r} | \dots] + \lambda_r \quad (3)$$

$$E[\text{Ln}(A_{ir}) | INM_{ir} = 1, SC_{ir} = 0] = \beta_0 + \beta_1 + \beta_4 E[X_{i,r} | \dots] + \lambda_r \quad (4)$$

$$E[\text{Ln}(A_{ir}) | INM_{ir} = 1, SC_{ir} = 1] = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 E[X_{i,r} | \dots] + \lambda_r \quad (5)$$

Una vez obtenidos los efectos para cada uno de estos grupos, podemos calcular la brecha en el precio pagado por arriendo entre inmigrantes y locales. A partir de las ecuaciones 6 y 7, obtenemos la diferencia para el caso sin contrato y para quienes sí cuentan con un contrato formal de arriendo respectivamente.

$$\text{Inm. sin contrato (5) - Local sin contrato (3)} = \beta_1 + \beta_3 \quad (6)$$

$$\text{Inm. con contrato (4) - Local con contrato (2)} = \beta_1 \quad (7)$$

De esta forma se puede decir que el ser inmigrante tiene un efecto del $(\beta_1 \times 100)\%$ en el pago de arriendo cuando hay un contrato de por medio, mientras que cuando no existe un contrato escrito esta brecha se transforma en un $((\beta_1 + \beta_3) \times 100)\%$.

Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E)

Si bien mediante los coeficientes obtenidos por MCO, obtenemos una primera aproximación del efecto de ser inmigrante sobre el pago por arriendo, no estamos considerando la endogeneidad de nuestra variable explicativa “Inmigrante”. Esta endogeneidad, producto de que inmigrantes deciden migrar, así cómo también la región de residencia en el país, generará sesgo de selección en las estimaciones por MCO.

Para intentar corregir el potencial sesgo de la dummy *INM*, se utilizará una estimación mediante variables instrumentales. Para esto, utilizaremos un *Shift Share Instrument* similar al empleado por [D. Contreras y Gallardo \(2020\)](#) y comúnmente utilizado en la literatura que aborda los efectos de la migración en el mercado laboral ([Card, 2001](#)).

El instrumento que se plantea a continuación captura la proporción de inmigrantes según su país de origen en cada comuna en el año 2002 y el número total de inmigrantes llegados a Chile desde el año 2005 hasta el año 2017 provenientes de cada país. Esta información se utiliza para construir una variable que refleja la proporción de inmigrantes, según su país de origen, que vive en cada comuna en el año 2017.

$$Z_{c,17} = \frac{\sum_c \frac{M_{pc,02}}{M_{p,02}} \times \sum_{05}^{17} M_{p,17}}{Pop_{c,17}}$$

Dónde $M_{pc,02}$ corresponde al número de inmigrantes del país p en la comuna c el año 2002, y $M_{p,02}$ es el total de inmigrantes del país p en Chile el 2002. De esta forma $\frac{M_{pc,02}}{M_{p,02}}$ representa el porcentaje de inmigrantes del país p viviendo en la comuna c el año 2002. Por otra parte, tenemos que $\sum_{05}^{17} M_{p,17}$ es el número de inmigrantes llegados entre el año 2005 y 2017 a Chile provenientes del país p . Por último, $Pop_{c,17}$ corresponde al número total de inmigrantes en la comuna c el año 2017. Este instrumento finalmente corresponde a un promedio ponderado de la proporción de inmigrantes según su país de origen en cada comuna, lo cual hace sentido considerando que inmigrantes tienden a preferir comunas con comunidades de inmigrantes de su misma nacionalidad ([Greenwood y McDowell, 1986](#)), por lo que puede ser un buen predictor de la propensión a ser inmigrante en cada comuna.

Dado que el instrumento se construye a nivel comunal, y se requieren datos de inmigración de años en los que la CASEN no reportaba esta información, se utilizaron los datos de los censos de población y vivienda en Chile para los años 2002 y 2017.

Este instrumento ha recibido ciertas críticas por parte de la literatura en relación al cumplimiento de la condición de exclusión ([Jaeger, Ruist, y Stuhler, 2018](#)). Una de las principales críticas, es que inmigrantes podrían verse atraídos a comunas que presenten menores cobros por arriendo pasados⁵, lo que podemos descartar a partir de la Tabla [F.1](#) del Anexo [F](#) donde vemos el efecto marginal promedio de los precios de arriendo de años anteriores sobre la probabilidad de ser inmigrante en 2017 es de aproximadamente cero para todos los años. Finalmente, un segundo cuestionamiento al instrumento, es este podría estar capturando el efecto de shocks migratorios previos (cadenas migratorias), sin embargo esto se soluciona utilizando un año lo suficientemente lejano, como lo es el 2002.

Para poder realizar la estimación mediante MC2E, es importante considerar que tenemos una variable endógena dummy, es decir que solo toma los valores 0 y 1. Cuando esto ocurre, estimar la primera etapa mediante MCO resulta en una pérdida de eficiencia al estimar los errores estándar, es por esto, que siguiendo las recomendaciones de [Wooldridge \(2002\)](#) se realiza el siguiente procedimiento:

Primero se obtiene el valor predicho de nuestra variable endógena mediante un modelo

⁵La crítica a este instrumento al ser utilizado principalmente en temas de mercados laborales, habla de salarios. Sin embargo, en este caso sería análogo al nivel de precios de los arriendos.

probit incorporando el *shift share instrument*:

$$\widehat{INM}_{i,r} = P(INM_{i,r} = 1|\dots) = \Phi(\tau_0 + \tau_1 Z_{c,17} + \tau_2 SC_{i,r} + \tau_3 X_{i,r} + \lambda_r + \varrho_{i,r}) \quad (8)$$

Luego, se multiplica $\widehat{INM}_{i,r}$ con $SC_{i,r}$, de forma que obtenemos $\widehat{IxSC}_{i,r}$. Ahora, utilizamos estos valores para instrumentalizar cada variable endógena en la primera etapa:

$$\widetilde{INM}_{i,r} = v_0 + v_1 \widehat{INM}_{i,r} + v_2 SC_{i,r} + v_3 \widehat{IxSC}_{i,r} + v_4 X_{i,r} + \lambda_r + e_{i,r} \quad (9)$$

$$\widetilde{IxSC}_{i,r} = \iota_0 + \iota_1 \widehat{INM}_{i,r} + \iota_2 SC_{i,r} + \iota_3 \widehat{IxSC}_{i,r} + \iota_4 X_{i,r} + \lambda_r + \psi_{i,r} \quad (10)$$

Finalmente, ahora que ya tenemos nuestros nuevos instrumentos, se puede plantear la segunda etapa de la siguiente forma:

$$Ln(A_{i,r}) = \kappa_0 + \kappa_1 \widetilde{INM}_{i,r} + \kappa_2 SC_{i,r} + \kappa_3 \widetilde{IxSC}_{i,r} + \kappa_4 X_{i,r} + \lambda_r + \varsigma_{i,r} \quad (11)$$

Ahora, realizando un procedimiento análogo al caso de las estimaciones por MCO, obtenemos que el efecto de ser inmigrante es de un $(\kappa_1 \times 100)\%$ en el pago de arriendo cuando hay un contrato de por medio, mientras que cuando no existe un contrato escrito esta brecha se transforma en un $((\kappa_1 + \kappa_3) \times 100)\%$.

Ahora, para testear si este efecto va disminuyendo a medida que inmigrantes llevan más tiempo en el país, formamos cuatro grupos de inmigrantes según sus años de estadía. El primer grupo está conformado por aquellos inmigrantes que llevan menos de cinco años en Chile, el segundo por todos aquellos inmigrantes que llevan entre cinco y nueve años en el país, luego tenemos el tercer grupo, donde se encuentran todos los inmigrantes que llevan entre 10 y 14 años en Chile, finalmente el último grupo estará compuesto por aquellos inmigrantes que lleven más de 15 años en el país.

Para obtener el efecto para cada grupo, se estiman los siguientes modelos⁶ para obtener el efecto de cada grupo de inmigrantes sobre el pago de arriendo:

$$Ln(A_{i,r}) = \alpha_0 + \alpha_1 \widetilde{INM}_{i,r}^{0-4} + \alpha_2 X_{i,r} + \lambda_r + \mu_{i,r} \quad (12)$$

$$Ln(A_{i,r}) = \gamma_0 + \gamma_1 \widetilde{INM}_{i,r}^{0-4} + \gamma_2 \widetilde{INM}_{i,r}^{5-9} + \gamma_3 X_{i,r} + \lambda_r + \omega_{i,r} \quad (13)$$

$$Ln(A_{i,r}) = \theta_0 + \theta_1 \widetilde{INM}_{i,r}^{0-4} + \theta_2 \widetilde{INM}_{i,r}^{5-9} + \theta_3 \widetilde{INM}_{i,r}^{10-14} + \theta_4 X_{i,r} + \lambda_r + u_{i,r} \quad (14)$$

$$Ln(A_{i,r}) = \varpi_0 + \varpi_1 \widetilde{INM}_{i,r}^{0-4} + \varpi_2 \widetilde{INM}_{i,r}^{5-9} + \varpi_3 \widetilde{INM}_{i,r}^{10-14} + \varpi_4 \widetilde{INM}_{i,r}^{>15} + \varpi_5 X_{i,r} + \lambda_r + j_{i,r} \quad (15)$$

Dónde para cada una de estas ecuaciones corresponde a la segunda etapa de MC2E, ya que cada $\widetilde{INM}_{i,r}^{estadía}$, se obtuvo, luego de en primer lugar interactuar una dummy que toma valor uno si el inmigrante se encuentra dentro del rango de estadía considerado y nuestra variable $\widehat{INM}_{i,r}$ obtenida del modelo probit de la ecuación 8, y en segundo lugar, del valor predicho de la primera etapa donde se utiliza $\widehat{INM}_{i,r}^{estadía}$ como instrumento.

De esta forma siempre se estará comparando el efecto de ser inmigrante en los precios de arriendo con respecto a los locales, o inmigrantes que llevan más años en el país, y se controlará por aquellos migrantes que llevan menos años de estadía. Así α_1 será el efecto para inmigrantes con menos de 5 años en el país, γ_2 para aquellos que llevan entre 5 y

⁶Supraíndice representa los años en Chile

9 años en el país, θ_3 para inmigrantes con una estadía entre 10 y 14 años en Chile, y por último ϖ_4 para inmigrantes con más de 15 años en el país.

6. Brecha en los Pagos entre Inmigrantes y Locales en el Mercado de Arriendos

6.1. Brecha según Situación Contractual

En la Tabla 4 se presentan los resultados del modelos de precios hedónicos estimado mediante MCO. En primer lugar se estimó el modelo hedónico más simple, es decir sin nuestras variables de interés, esto se presenta en la columna 1. Luego comenzamos a estimar el modelo planteado en la ecuación 1, pero agregando los controles de forma progresiva, de manera que se pueda apreciar como varían los resultados al agregar los distintos tipos de controles a nuestro modelo, y también como va aumentando el poder explicativo del mismo.

El primer modelo, nos muestra qué parte del precio pagado por arriendos puede ser explicado por nuestros controles, por lo que muestra la importancia de incluir estas variables en nuestro modelo. Al agregar las variables de interés al modelo, vemos que estas tienen los signos esperados (positivos), pero que la interacción al controlar solo por factores individuales, no resulta significativa. Esto se mantiene hasta la columna 5 al agregar las características del hogar (calidad de la vivienda, metros cuadrados, número de habitaciones y de baños) donde pasa a ser significativa al 1 %.

Tabla 4: Brecha en el Pago por Arriendo entre Locales e Inmigrantes según Tipo de Arriendo en Chile el año 2017 estimado mediante MCO

| Variable Dependiente: Ln(Arriendo) | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Inmigrante (I) | | 0.103*** (0.0311) | 0.0895*** (0.0316) | 0.0895*** (0.0316) | 0.0894*** (0.0149) | 0.0893*** (0.0150) |
| Sin Contrato (SC) | -0.214*** (0.0114) | -0.349*** (0.0142) | -0.338*** (0.0141) | -0.338*** (0.0141) | -0.232*** (0.0121) | -0.231*** (0.0121) |
| I x SC | | 0.00146 (0.0476) | 0.00147 (0.0489) | 0.00150 (0.0489) | 0.102*** (0.0316) | 0.0971*** (0.0316) |
| T. Combinación Lineal: | | | | | | |
| $I + (I \times SC)$ | | 0.105*** (0.0343) | 0.091*** (0.0347) | 0.091*** (0.0346) | 0.191*** (0.0286) | 0.187*** (0.0287) |
| <i>Controles:</i> | | | | | | |
| E. Fijos x Región | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Individuales | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Seguridad | ✓ | | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Externalidades | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| Hogar | ✓ | | | | ✓ | ✓ |
| Proximidad | ✓ | | | | | ✓ |
| N | 25153 | 25153 | 25153 | 25153 | 25153 | 25153 |
| R^2 | 0.666 | 0.480 | 0.488 | 0.488 | 0.669 | 0.671 |

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar en paréntesis.

Notas: Para las presentes estimaciones se utilizaron los factores de expansión regionales presentes en la Casen 2017. Variable "Sin Contrato" es una dummy que toma valor 1 en caso de que el arrendatario no cuente con contrato formal de arriendo. Dentro de la muestra solo se incluyen arrendatarios.

Vemos que en el modelo que solo se incluyen controles individuales, el efecto de ser inmigrante sobre el precio pagado por arriendo es un 10,3% para quienes cuentan con un contrato. Mientras que el test de combinación lineal, nos indica que para inmigrantes sin un contrato de arriendo esta brecha es de un 10.5%. Luego, en el modelo con todos los controles estos efectos que resultan significativos al 1%, pasan a ser un 8.93% para inmigrantes con contrato y 18.7% para migrantes que arriendan informalmente.

Sin embargo, al estimar el efecto de ser inmigrante en los precios de arriendo mediante MCO, los resultados estarán sesgados producto a la endogeneidad de la variable "Inmigrante", de forma que realizando el procedimiento de variables instrumentales descrito entre las ecuaciones 8 y 11 obtenemos los siguientes resultados:

Tabla 5: Brecha en el Pago por Arriendo entre Locales e Inmigrantes según Tipo de Arriendo en Chile el año 2017 estimado mediante MC2E

| VARIABLES | (1) MC2E |
|--|-----------------------|
| Panel A: Segunda Etapa V. Dependiente: Ln(Arriendo) | |
| $\widehat{Inmigrante}$ (I) | 0.185** (0.0757) |
| Sin Contrato (SC) | -0.259*** (0.0146) |
| \widehat{IxSC} | 0.259*** (0.0716) |
| Observaciones | 25,153 |
| R^2 ajustado | 0.662 |
| T. Combinación Lineal: | |
| $\tilde{I} + \widehat{IxSuperior}$ | 0.444*** (0.0737) |
| Panel B: Primera Etapa V. Dependiente: Inmigrante & IxSC | |
| $\widehat{Inmigrante}$ | 1.305*** (0.115) |
| \widehat{IxSC} | 1.086*** (0.0595) |
| <i>Test F:</i> | |
| $\widehat{Inmigrante}$ | 195.103 |
| \widehat{IxSC} | 323.362 |
| Observaciones | 25,153 |
| Panel C: Probit V. Dependiente: Inmigrante | |
| Z_c | 70.804*** (17.486) |
| Observaciones | 25,153 |
| Controles Utilizados: | |
| E. Fijos x Región | ✓ |
| Individuales | ✓ |
| Seguridad | ✓ |
| Externalidades | ✓ |
| Hogar | ✓ |
| Proximidad | ✓ |

Errores estándar en paréntesis, * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota: Para las presentes estimaciones se utilizaron los factores de expansión regionales presentes en la Casen 2017. Variable "Sin Contrato.es una dummy que toma valor 1 en caso de que el arrendatario no cuente con contrato formal de arriendo. Dentro de la muestra solo se incluyen arrendatarios.

Donde en el Panel C, se estima a partir del *Shift Share Instrument*, los instrumentos que utilizamos en la primera etapa mediante un modelo probit. Luego en el Panel B, vemos la

primera etapa de nuestro modelo de MC2E, donde podemos observar adicionalmente el valor del test F para cada uno de nuestros instrumentos, los que al ser considerablemente superiores a 10, podemos afirmar que los instrumentos utilizados no son débiles.

Los resultados de la segunda etapa se muestran en el Panel A de la tabla 5. De estos se desprende que la brecha en el pago por arriendos entre inmigrantes y locales en el mercado formal de arriendo es de un 18.5%. Mientras que a partir del test de combinación lineal, podemos concluir que inmigrantes que arriendan sin un contrato de por medio, estarían pagando un 44.4% más que los locales que arriendan de la misma forma sus viviendas. Para ambos tipos de arriendo la brecha entre inmigrantes y locales resulta significativa.

6.2. Brecha según Estadía

Hasta el momento, hemos encontrado evidencia de que los inmigrantes pagan más por viviendas similares que los locales, sin embargo, esto podía asociarse tanto a discriminación, como a una serie de características no observables de la propiedad y las respectivas valorizaciones de estas. Para identificar si parte de esta brecha en los pagos por arriendo puede ser un indicio de discriminación o de variables que no observamos en nuestro modelo, separamos a los inmigrantes según los años de estadía que llevan en el país. Eso se realiza siguiendo los modelos de MC2E planteados en las ecuaciones 12, 13, 14 y 15.

En la columna 1 de la Tabla 6, podemos ver el coeficiente asociado al efecto de ser inmigrante con menos de 5 años en el país en los precios de arriendo, mientras que en las columnas 2 y 3 se realiza lo mismo pero para aquellos que llevan menos de 10 y 14 años⁷ respectivamente, mientras que en la columna 4 se presenta el resultado para aquellos tienen una estadía superior a 15 años.

⁷Grupos son excluyentes entre ellos, es decir el primer grupo considera a inmigrantes que llevan entre 0 y 4 años en el país, el segundo a quienes llevan entre 5 y 9 años, mientras que el último a quienes llevan entre 10 y 14 años.

Tabla 6: Brecha en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales según años de estadía en Chile para el año 2017, estimada mediante MC2E.

| Variable Dependiente: Ln(Arriendo) | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| Panel A: Segunda Etapa | | | | |
| <i>Inmigrante</i> 0-4 años | 0.152*** (0.0251) | 0.153*** (0.0204) | 0.156*** (0.0208) | 0.169*** (0.0209) |
| <i>Inmigrante</i> 5 - 9 años | | 0.00319 (0.0774) | 0.00664 (0.0775) | 0.0199 (0.0776) |
| <i>Inmigrante</i> 10 - 14 años | | | 0.0726** (0.0290) | 0.0864*** (0.0298) |
| <i>Inmigrante</i> con más de 15 años | | | | 0.152*** (0.0320) |
| Controles Utilizados: | | | | |
| E. Fijos x Región | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Individuales | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Seguridad | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Externalidades | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Hogar | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Proximidad | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| <i>N</i> | 25153 | 25153 | 25153 | 25153 |
| <i>R</i> ² | 0.669 | 0.669 | 0.669 | 0.671 |

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Errores estándar en paréntesis.

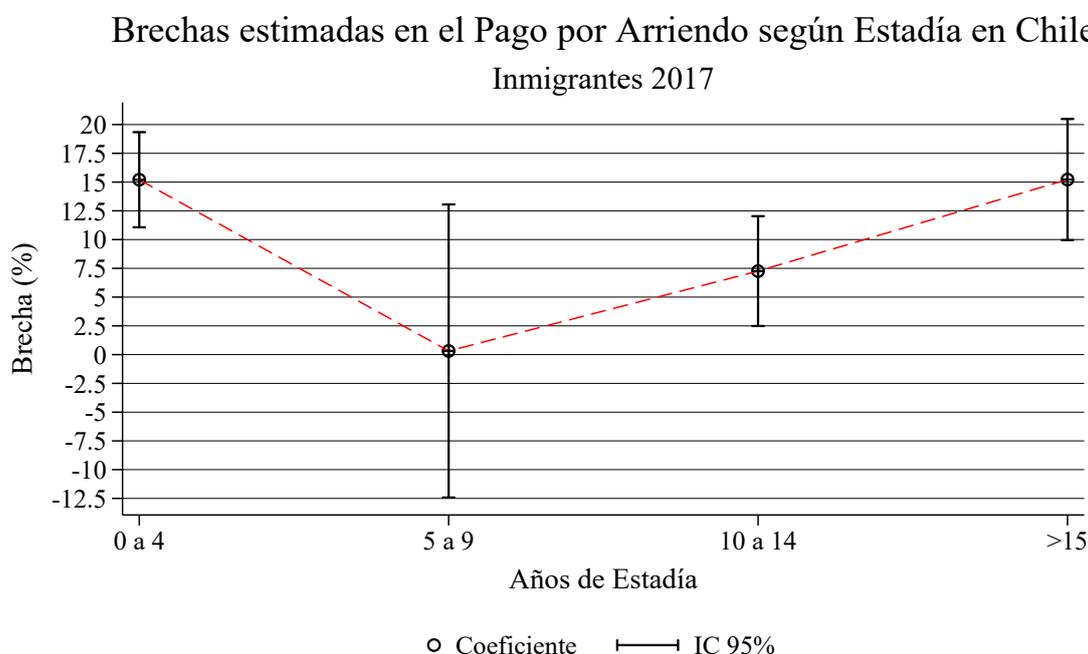
Notas: Años hacen referencia a la estadía de cada grupo de inmigrantes. Variables explicativas fueron estimadas en una primera etapa y son los valores predichos de dummies que toman valor 1 si la persona es inmigrante y cuenta con un estadía dentro del rango de años que se presenta.

Podemos ver que el efecto de ser inmigrante y llevar entre 0 y 4 años es de un 15.2% sobre el precio pagado por arriendo y significativo al 1%. Mientras que la brecha entre locales e inmigrantes con una estadía entre 5 y 9 años es aproximadamente 0% y no significativa. Sin embargo, esto cambia para inmigrantes con una estadía entre 10-14 años, quienes enfrentan una brecha de 7.26% significativa al 5%. Finalmente, vemos que a pesar de que lo esperable sería que la brecha disminuyese para inmigrantes con mayor estadía, vemos que esto no ocurre, ya que como podemos ver en la columna 4, inmigrantes con más de 15 años en el país enfrentan una brecha significativa en los pagos por arriendo del 15.2% en relación a los locales.

Es importante mencionar que estos cuatro coeficientes representan la brecha en el pago por arriendo entre inmigrantes y locales o inmigrantes con una estadía mayor a la de los grupos considerados en cada regresión. Este es el motivo por el cual a medida que extendemos el rango de estadía incluimos también la dummy para aquellos inmigrantes que llevan menos años en el país, de manera que podamos controlar por los grupos de

menor estadía.

Figura 3: Brecha en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales según los años de estadía en Chile.



Fuente: Elaboración propia a partir de estimaciones con datos Casen 2017

En la Figura 3 podemos ver los resultados de la Tabla 6 representados gráficamente. Se ve que si bien la brecha entre inmigrantes y locales disminuye, he incluso deja de ser significativa en el caso de inmigrantes entre cinco nueve años de estadía, a medida que aumenta aún más la estadía de los inmigrantes en el país, esta comienza a aumentar nuevamente y vuelve a ser significativa. Esa primera disminución de la brecha podría explicarse en parte por lo señalado en el modelo subyacente, ya que la elasticidad precio demanda de los inmigrantes debiese ir aumentado (más elástica).

Sin embargo el hecho de que inmigrantes con más de quince años en el país paguen una brecha similar a los recién llegados, podría deberse a diferencias en las características entre los grupos de migrantes, tales como su nacionalidad o capital humano, es por esto que en una próxima sección analizamos como impactan estas diferencias en las brechas en el pago por arriendo.

6.3. Discusión, la Magnitud de los Resultados

Los resultados obtenidos del modelo estimado mediante MC2E, nos muestran que la brecha en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales varía entre un 18.5% para aquellos que arriendan formalmente su vivienda, y un 44.4% para quienes los hacen informalmente. Considerando que el precio promedio pagado por los locales, corregido por la inflación ⁸ para dejarlo en pesos de septiembre de 2022, es \$335,853 para el caso con

⁸Se traen los valores de diciembre de 2017 a enero de 2023, lo cual implica una variación del 32.5%.

contrato y \$190,535 para los locales sin contrato formal de arriendo, tenemos que las brechas entre inmigrantes y locales varían entre \$62,133 y \$84,598.

Ahora, para analizar la magnitud de los resultados obtenidos, podemos comparar el sobreprecio pagado por los inmigrantes con el valor de la canasta básica y la línea de la pobreza. Acorde a los datos entregados por el Ministerio de Desarrollo Social, el valor de la canasta básica en enero de 2023 alcanzó un valor de \$65,046, mientras que la línea de la pobreza y pobreza extrema corresponden a \$219,970 y \$146,647 respectivamente para el mismo mes. De esta forma, el mayor precio pagado por inmigrantes que cuentan con un contrato de arriendo, representa aproximadamente un 95.5% de la canasta básica y un 28.2% y 42.4% del monto necesario para superar la línea de la pobreza y la pobreza extrema respectivamente. Mientras que para el caso de los inmigrantes que arriendan informalmente su vivienda, la brecha representa un 130.1% de canasta básica y un 38.5% y 57.7% del valor de la línea de la pobreza y pobreza extrema respectivamente.

Si bien este análisis es una simplificación de los resultados obtenidos, nos ayuda a comprender de mejor forma la magnitud de las brechas obtenidas. De este ejercicio, se desprende que la diferencia en los pagos por arriendo entre inmigrantes y locales es relevante y tiene un impacto en la vida de las personas. Es importante destacar que si bien el pago por arriendos informales es en promedio menor que en el arriendo formal, la brecha entre inmigrantes y locales aumenta considerablemente en este tipo de arriendos, llegando a representar una parte importante del presupuesto de las familias migrantes.

Otro aspecto relevante en cuanto a los resultados obtenidos, es el gran cambio en la magnitud de los resultados al pasar de utilizar MCO a MC2E. Como pudimos observar en las secciones anteriores, al estimar nuestro modelo mediante MCO se obtiene una brecha en los pagos por arriendo de 8.93% en el arriendo formal y de 18.7% en el informal. Mientras que al utilizar variables instrumentales, se obtienen brechas de 18.5% y 44.4% respectivamente.

Al estimar los resultados mediante MC2E, estamos obteniendo un efecto local corrigiendo posibles sesgos de variables omitidas relevantes mediante la utilización de instrumentos. Cómo se puede desprender de los resultados, este sesgo estaría subestimando la brecha en los pagos por arriendo entre locales e inmigrantes, tanto en el arriendo formal como informal. Si bien, no podemos determinar todas las variables que están generando este sesgo, si podemos señalar que debido a la ausencia de datos georreferenciados en la encuesta Casen, resulta difícil incorporar controles que pueden estar correlacionados tanto con la probabilidad de ser inmigrante cómo con el pago por arriendo.

Un ejemplo de esto es la distancia entre la vivienda y una estación de metro, dónde nuestro estimador resulta positivo y acorde al esquema teórico planteado *supra* la correlación entre ser inmigrante y la distancia al metro sería negativa, podríamos deducir que el efecto encontrado estaría siendo subestimado. Lo mismo ocurre con la distancia a otro tipo de servicios, para los cuales, si bien se incorporan controles que intentan mitigar el riesgo, estos son datos auto reportados sujetos a errores de medición y no resultan tan exactos cómo en el caso de los datos que si se encuentran georreferenciados.

7. Análisis de Robustez en las Comunas Preferidas por los Inmigrantes

Si bien los resultados obtenidos dejan bastante claro que existe evidencia de que ser inmigrante tiene un efecto importante sobre los pagos por arriendo, es importante corroborar que tan robustos son estos resultados. Es por esta razón, que en la presente sección se realizarán ejercicios para testear la robustez de los resultados. Para esto, se realizarán dos ejercicios, en primer lugar se reducirá la muestra solo a aquellas regiones con una mayor proporción de inmigrantes. Luego, en un segundo análisis, se reducirá nuevamente la muestra, pero en esta ocasión se dejará solo la región preferida por los inmigrantes, la Región Metropolitana. Es importante destacar, que tanto inmigrantes como locales pueden presentar diferentes características según su ubicación, por lo que de la misma forma, podríamos esperar que las brechas estimadas sean distintas a las ya encontradas en nuestras estimaciones anteriores.

7.1. Reducción de la Muestra: Regiones Preferidas por Inmigrantes

Para analizar la robustez de nuestros resultado, tomando ventaja de la mayor concentración de migrantes en ciertas regiones del país, se realiza el mismo análisis anterior, pero ahora considerando solo aquellas que concentran una proporción de inmigrantes mayor a 3% , estas se encuentran con su respectivo porcentaje en la sección [D](#) del Anexo.

Esta estrategia nos permite obtener resultados más exactos de la brecha en el pago por arriendos, sin embargo es importante considerar que se perderá precisión en el análisis debido a la mayor varianza producto de trabajar con una menor cantidad de observaciones. Los resultados de este análisis se presentan en el la siguiente tabla:

Tabla 7: Brecha en el pago por arriendo entre locales e inmigrantes en regiones de Chile con una proporción de inmigrantes mayor a 3% el año 2017.

| Variable Dependiente: | |
|--------------------------------------|-----------------------|
| Ln(Arriendo) | (1) |
| <i>Panel A: Segunda Etapa</i> | |
| $\widetilde{Inmigrante}$ (I) | 0.161 (0.0981) |
| Sin Contrato (SC) | -0.268*** (0.0276) |
| \widetilde{IxSC} | 0.229** (0.0897) |
| <i>T. Combinación Lineal:</i> | |
| $\widetilde{I} + \widetilde{IxS}$ | 0.39*** (0.0958) |
| <i>Controles Utilizados:</i> | |
| E. Fijos x Región | ✓ |
| Individuales | ✓ |
| Seguridad | ✓ |
| Externalidades | ✓ |
| Hogar | ✓ |
| Proximidad | ✓ |
| N | 12465 |
| R^2 | 0.665 |

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Notas: Para las presentes estimaciones se utilizaron los factores de expansión regionales presentes en la Casen 2017. Variable “Sin Contrato” es una dummy que toma valor 1 en caso de que el arrendatario no cuente con contrato formal de arriendo. Dentro de la muestra solo se incluyen arrendatarios de las regiones con una proporción de inmigrantes superior a 3%.

Para interpretar los resultados obtenidos, al igual que para nuestro modelo principal, seguimos las instrucciones señaladas en la estrategia empírica para diferenciar los grupos según el tipo de arriendo. De esta forma obtenemos que para el caso de inmigrantes con un contrato de arriendo formal no se encuentran resultados significativos. Mientras que para inmigrantes sin un contrato de arriendo formal, tenemos que se enfrentan a una brecha de 39% relativo a los locales con la misma situación contractual, lo que resulta significativo al 1%.

Con las brechas ya estimadas, podemos observar que para el caso de los arrendatarios con contrato de arriendo la brecha en los pagos dejó de ser significativa como en el modelo principal. Por el otro lado, para el caso de los arriendos informales la brecha continuó siendo significativa, pero se redujo en un 5.4% aproximadamente relativo a nuestras primeras estimaciones con variables instrumentales.

Ahora es interesante ver que ocurre al reducir la muestra aún más, dejando solo la región

de Chile con el mayor número de inmigrantes, la Región Metropolitana. Los resultados para la capital nacional pueden verse en la Tabla 8.

Tabla 8: Brecha en el pago por arriendo entre locales e inmigrantes en la Región Metropolitana el año 2017.

| Variable Dependiente: Ln(Arriendo) | (1) |
|---------------------------------------|-----------------------|
| Panel A: Segunda Etapa | |
| $\widetilde{Inmigrante}$ | -0.0149 (0.109) |
| Sin Contrato (SC) | -0.271*** (0.0291) |
| \widetilde{IxSC} | 0.277*** (0.0923) |
| T. Combinación Lineal: | |
| $\widetilde{I} + \widetilde{IxS}$ | 0.262** (0.1154) |
| Controles Utilizados: | |
| E. Fijos x Comuna | ✓ |
| Individuales | ✓ |
| Seguridad | ✓ |
| Externalidades | ✓ |
| Hogar | ✓ |
| Proximidad | ✓ |
| N | 7402 |
| R^2 | 0.713 |

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Notas: Para las presentes estimaciones se utilizaron los factores de expansión regionales presentes en la Casen 2017. Variable “Sin Contrato” es una dummy que toma valor 1 en caso de que el arrendatario no cuente con contrato formal de arriendo. Dentro de la muestra solo se incluyen arrendatarios de la Región Metropolitana.

Nuevamente, lo primero que podemos ver en la tabla es la gran disminución en el número de observaciones. En cuanto a los resultado, el efecto de ser inmigrante y arrendar formalmente una vivienda en la región metropolitana nuevamente resulta no significativo, y en esta ocasión, bastante cercano a 0. Ahora, en cuanto a la brecha en el pago por arriendos esta continua siendo significativa, al menos al 5% y tiene una magnitud correspondiente a un 26.2% relativo a los locales que también arriendan de manera informal dentro de la capital.

8. Efectos Heterogéneos ¿Son la Nacionalidad y la Escolaridad Relevantes?

Hasta el momento hemos estudiado la brecha en los pagos por arriendo entre locales e inmigrantes en general. Sin embargo, tanto locales como inmigrantes son grupos heterogéneos y estas diferencias dentro de los grupos pueden influenciar las brechas en el pago por arriendo. En esta sección se estiman en primer lugar las brechas en los pagos por arriendo según su nacionalidad, y luego según su capital humano.

Si bien la muestra utilizada es la misma que la de nuestro modelo principal, es este caso, debido a que al diferenciar nuestra muestra según nacionalidad y escolaridad obtenemos grupos de menor tamaño, se optó por no diferenciar entre inmigrantes que arriendan de manera formal e informal, ya que de otra forma los grupos serían muy pequeños y perderíamos precisión en nuestras estimaciones.

8.1. Heterogeneidad por Nacionalidad

El comportamiento y las características de los migrantes pueden variar mucho según su nacionalidad, características tales como el color de piel o la cultura podrían estar afectando la brecha en los cobros de arriendo. Dicho esto, resulta importante estudiar los efectos heterogéneos entre inmigrantes según su país de origen. En esta línea, el [Área de Estudios de TOCTOC \(2022\)](#), especializada en el estudio del mercado de bienes raíces, realizó una profunda caracterización de la situación de los migrantes de distintas nacionalidades en términos de ingresos, arriendos, hacinamiento y locaciones, encontrando diferencias significativas para cada tipo de inmigrante.

En la siguiente tabla se muestran los resultados obtenidos al estimar un modelo similar al de la ecuación 11, pero eliminando la variable interactiva y dividiendo nuestra variable “Inmigrante” en dummies para las nacionalidades que presentan un mayor número de inmigrantes en Chile, es decir, Venezuela, Perú, Colombia, Haití y Otros⁹.

De manera similar al modelo en el que estimamos la brecha en el pago por arriendo según la edad de cada inmigrante, acá también instrumentalizamos nuestras variables dummies de cada inmigrante según su país de origen. Para esto multiplicamos $\widehat{INM}_{i,r}$ con la dummy de cada nacionalidad y utilizamos cada una de estas interacciones como instrumentos para la segunda etapa, la cual se presenta en la siguiente tabla:

⁹Demás países.

Tabla 9: Brecha en el pago por arriendo entre locales e inmigrantes en Chile según nacionalidad el año 2017.

| Variable Dependiente: | |
|-------------------------------|----------------------|
| Ln(Arriendo) | (1) |
| Panel A: Segunda Etapa | |
| <i>Venezuela</i> | 0.161*** (0.0264) |
| <i>Perú</i> | 0.108*** (0.0304) |
| <i>Haití</i> | 0.274*** (0.0593) |
| <i>Colombia</i> | 0.0624 (0.0878) |
| <i>Otros</i> | 0.102*** (0.0305) |
| Controles Utilizados: | |
| E. Fijos x Región | ✓ |
| Individuales | ✓ |
| Seguridad | ✓ |
| Externalidades | ✓ |
| Hogar | ✓ |
| Proximidad | ✓ |
| <i>N</i> | 25153 |
| <i>R</i> ² | 0.671 |

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota: Para las presentes estimaciones se utilizaron los factores de expansión regionales presentes en la Casen 2017. Variable de cada país son dummies que toma valor 1 en caso de que el arrendatario sea de la nacionalidad que entrega el nombre a la variable. Dentro de la muestra solo se incluyen arrendatarios.

Como podemos ver en la Tabla 9, todos los coeficientes de interés resultan significativos al 1%, con la excepción de Colombia que entrega un coeficiente no significativo. De los que sí resultaron significativos, podemos ver que los inmigrantes que presentan una mayor brecha en relación a los locales, son los provenientes de Haití con un 27.4%, seguidos por migrantes venezolanos quienes pagan un 16.1% más que los locales. Finalmente los de nacionalidad peruana pagan un 10.8% de más que la población nativa, mientras que migrantes de otras nacionalidades pagan en promedio un 10.2% más que los locales.

A partir de este análisis, podemos ver que si bien los inmigrantes pagan más que los locales en el mercado de arriendos, la magnitud de este varía de gran manera entre inmigrantes de distintas nacionalidades. Lo cual puede explicarse por diferencias dentro de los migrantes, como también debido a tratos diferenciados por parte de los nativos hacia inmigrantes de distintas nacionalidades.

8.2. Heterogeneidad por Nivel Educativo

Ya hemos visto que la brecha en el pago por arriendo varía según la nacionalidad de los inmigrantes. Sin embargo, existe evidencia de que no solo la nacionalidad genera efectos heterogéneos en los resultados, por ejemplo Baranzini et al. (2008) encuentran que inmigrantes que presentan menor educación pagan una brecha mayor en relación a los locales que inmigrantes con mayor educación en ciertas ciudades de Suiza. Para testear esto en Chile, al igual que en nuestro modelo principal, se utilizará un modelo de precios hedónicos con variables instrumentales, donde en este caso se interactúa la $\widetilde{INM}_{i,r}$ con la dummy *Superior*, que toma valor 1 si la persona cuenta con al menos educación superior y 0 en caso contrario.

$$\text{Ln}(A_{i,r}) = \eta_0 + \eta_1 \widetilde{INM}_{i,r} + \eta_2 \text{Superior}_{i,r} + \eta_3 \text{IxSuperior}_{i,r} + \eta_4 X_{i,r} + \lambda_r + \epsilon_{i,r} \quad (16)$$

En la ecuación 16 se muestra la segunda etapa del modelo estimado por MC2E en la Tabla 10, sin embargo, al igual que en el modelo principal la interpretación de los coeficientes no es tan directa, por lo que debemos realizar un procedimiento análogo al de la sección 5, lo que se desarrolla detalladamente en la sección E del Anexo. De este análisis se obtiene que las brechas entre locales e inmigrantes según su nivel de escolaridad son las siguientes:

$$\text{Inm. con ed. superior} - \text{Local con ed. superior} = \eta_1 + \eta_3 \quad (17)$$

$$\text{Inm. sin ed. superior} - \text{Local sin ed. superior} = \eta_1 \quad (18)$$

De esta forma, la brecha en el pago por arriendos entre inmigrantes y locales será de $(\eta_1 \times 100) \%$ y $((\eta_1 + \eta_3) \times 100) \%$ para la población sin y con educación superior respectivamente. Los coeficientes de las variables relevantes estimados se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 10: Brecha en el pago por arriendo entre inmigrantes y locales en Chile el año 2017 según nivel de escolaridad.

| Variable Dependiente: | |
|--|-----------------------|
| Ln(Arriendo) | (1) |
| Panel A: Segunda Etapa | |
| $\widetilde{Inmigrante}$ (I) | 0.372*** (0.0801) |
| $\widetilde{IxSuperior}$ | -0.249*** (0.0450) |
| Superior | 0.131*** (0.0133) |
| T. Combinación Lineal: | |
| $\widetilde{I} + \widetilde{IxSuperior}$ | 0.123* (0.0636) |
| Controles Utilizados: | |
| E. Fijos x Región | ✓ |
| Individuales | ✓ |
| Seguridad | ✓ |
| Externalidades | ✓ |
| Hogar | ✓ |
| Proximidad | ✓ |
| N | 25153 |
| R^2 | 0.660 |

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota: Se utilizaron los factores de expansión regionales disponibles en la Casen 2017. Educación superior toma valor 1 si la persona cuenta con al menos educación superior incompleta o completa. Test de combinación lineal muestra la significancia de la suma de los coeficientes.

A partir de estos coeficientes, y de las ecuaciones 17 y 18, podemos señalar que inmigrantes sin educación superior estarían pagando un 37.2% más que los locales sin educación superior. Mientras que inmigrantes con educación superior pagan un 12.3% más que los locales con el mismo nivel de escolaridad. Esto nos muestra que inmigrantes con menor escolaridad enfrentan una brecha ampliamente superior a la que enfrentan migrantes con educación superior, pero que de todas formas, ambos grupos de inmigrantes pagan más que los locales en términos de alquiler.

9. Conclusión, la Importancia de los Resultados.

A lo largo de este trabajo se estudió el efecto que tiene ser inmigrante en el mercado de arriendos chileno. Esto es especialmente relevante debido a las fuertes alzas en las tasas de migración hacia el país. La necesidad de este estudio se enmarca en una literatura que cuenta con una amplia gama de trabajos del tipo descriptivos, pero escasa en cuanto a la búsqueda de efectos más causales.

Este trabajo, a diferencia de la gran mayoría de los trabajos que estudian efectos de la inmigración en Chile, no se enfoca en el impacto de la migración en algún *output*, sino

que se estudia el efecto de ser inmigrante dentro de Chile, específicamente, el efecto de ser inmigrante sobre los pagos por arriendo, tema de gran relevancia considerando el impacto que puede tener el alquiler de las viviendas en el presupuesto de las personas.

A través de un modelo de precios hedónicos estimado mediante Mínimos Cuadrados en Dos Etapas y utilizando un instrumento utilizado generalmente en trabajos relacionados al mercado laboral, se encontró evidencia de que inmigrantes pagan alrededor de un 18.5 % más que los locales en el caso de quienes poseen un contrato formal de arriendos. Esto se ve amplificado en el caso de los arriendos informales, donde inmigrantes pagan alrededor de un 44.4 % más que los locales bajo la misma situación contractual. Estos resultados muestran que la brecha estimada entre inmigrantes y locales, aumenta de gran manera su magnitud al corregir los posibles sesgos de nuestra primeras estimaciones realizadas mediante MCO.

Mediante un análisis descriptivo, observamos que los grupos comparados son significativamente distintos en características observables, lo que puede ser un indicio de que sus características no observables, como ciertas preferencias y valorizaciones, también pueden serlo, por lo que ante la posible presencia de sesgo en las estimaciones, se debe ser cuidadosos al tratar estos efectos como causales.

Luego se testea si existen diferencias en la brecha en el pago por arriendo según los años de estadía de los inmigrantes en el país. Encontramos que si bien el mayor precio pagado por los inmigrantes disminuye al aumentar la estadía de entre 0 y 4 años a entre 5 y 9 años, esta comienza a aumentar nuevamente para aquellos inmigrantes con una estadía entre 10 y 14 años, así como también para aquellos que llevan más de 15 años en el país. Si bien, el hecho de que inmigrantes que llevan más de 15 años en el país sigan pagando una brecha similar a la de los recién llegados podría deberse, en parte, a prácticas discriminatorias, esto no se puede confirmar a partir del modelo planteado en el presente trabajo. Adicionalmente, esta brecha en los pagos puede deberse a la diferencia de inmigrantes que llegó al país en cada momento del tiempo.

Para corroborar la robustez de los resultados obtenidos, se realizaron una serie de análisis. En primer lugar se acotó la muestra a las regiones con mayor proporción de inmigrantes, obteniendo resultados que respaldan los obtenidos en el modelo principal en cuanto al arriendo informal, no así en el mercado formal de arriendos, para el cual no se encuentra una brecha significativa en el pago por alquiler. Finalmente se estimaron efectos heterogéneos según nacionalidad y nivel educacional, de lo cual se desprendió que si bien la brecha en los pagos por arriendo se mantiene para todos los inmigrantes, esta varía según la nacionalidad y nivel escolar. Siendo los inmigrantes haitianos y quienes no cuentan con educación superior los que enfrentan la mayor brecha en el pago por arriendo.

En este trabajo se utilizó una base de datos de corte transversal ampliamente utilizada en los estudios de economía, la CASEN 2017. Sin embargo, a pesar de la simplicidad y facilidad de acceso a los datos de esta encuesta, no se había estudiado en el ámbito nacional el impacto de ser inmigrante sobre los cobros por arriendo mediante métodos econométricos, para los cuales se utilizaron variables instrumentales ampliamente utilizadas en trabajos relacionados al mercado laboral. Esto es valorable, ya que es un primer paso al estudio de una de las grandes problemáticas presentes en el mercado de alquiler chileno.

En resumen, este trabajo muestra que inmigrantes pagan más que los locales por arriendo, lo que se ve amplificado en el arriendo informal, y que si bien parte de esta brecha puede explicarse por características de los individuos y de sus hogares, existe un porcentaje de este mayor cobro que permanece inexplicado. Esto deja abierta las puertas a futuras investigaciones que logren perfeccionar la metodología utilizada en el presente trabajo, logrando así dejar en evidencia una problemática que aqueja a un gran número de personas en Chile.

Referencias

- Ajzenman, N., Dominguez, P., y Undurraga, R. (2022, May). Immigration and labor market (mis)perceptions. *AEA Papers and Proceedings*, 112, 402-08. Descargado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pandp.20221004> doi: 10.1257/pandp.20221004
- Álvarez, R., González, M. A., y Ruiz-Tagle, J. (2020). Differences in Immigrants Wage Gap: Evidence from Chile. *University of Chile, Department of Economics*(wp506). Descargado de <https://ideas.repec.org/p/udc/wpaper/wp506.html>
- Área de Estudios de TOCTOC. (2022). ¿dónde viven los inmigrantes? caracterización de la inmigración en gran santiago. , *Reporte N°7*. (Apuntes de Ciudad)
- Arriagada, C. (2018). Inmigrantes en barrios comerciales en reconversión: Localización, empleo y vivienda en tiempos de revitalización del centro histórico. en vivienda, trabajo y emprendimiento centrales. aproximaciones a la realidad migrante en grandes urbes de Chile.
- Arriagada, C., y Jeri, T. (2020). *vivienda adecuada para migrantes internacionales vulnerables en áreas de alta accesibilidad a empleos*.
- Baranzini, A., Thalmann, P., Schaerer, C., y Ramirez, J. (2008, febrero). Do Foreigners Pay Higher Rents for the Same Quality of Housing in Geneva and Zurich? *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, 144, 703–730. doi: 10.1007/BF03399272
- Bartel, A. P. (1989). Where do the new US immigrants live? *Journal of Labor Economics*, 7(4), 371–391. (Publisher: University of Chicago Press)
- Bauer, T., Epstein, G. S., y Gang, I. N. (2005). Enclaves, language, and the location choice of migrants. *Journal of population Economics*, 18(4), 649–662. (Publisher: Springer)
- Beatty, T. K. M., y Sommervoll, D. E. (2012, junio). Discrimination in rental markets: Evidence from Norway. *Journal of Housing Economics*, 21(2), 121–130. Descargado de <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1051137712000216> doi: 10.1016/j.jhe.2012.03.001
- Becker, G. S. (1971). *The Economics of Discrimination* (d. edition, Ed.). Chicago, IL: University of Chicago Press. Descargado de <https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/E/bo22415931.html>
- Bosch, M., Carnero, M., y Farré, L. (2015). Rental housing discrimination and the persistence of ethnic enclaves. *SERIEs: Journal of the Spanish Economic Association*, 6(2), 129–152. Descargado de <https://ideas.repec.org/a/spr/series/v6y2015i2p129-152.html> (Publisher: Springer & Spanish Economic Association)
- Cano, V., y Soffia, M. (2009). Los estudios sobre migración internacional en Chile: apuntes y comentarios para una agenda de investigación actualizada. *Papeles de Población*, 15(61), 129–167. Descargado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11211806007> (Publisher: Universidad Autónoma del Estado de México)
- Capel, H. (1997). Los inmigrantes en la ciudad. Crecimiento económico, innovación y conflicto social. *Scripta Nova. Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*, 1(1-13). Descargado de <https://revistes.ub.edu/index.php/ScriptaNova/article/view/50> (Number: 1-13)
- Card, D. (2001). Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration. *Journal of Labor Economics*, 19(1), 22–64. (Publisher: The University of Chicago Press)

- Carlsson, M., y Eriksson, S. (2014, marzo). Discrimination in the rental market for apartments. *Journal of Housing Economics*, 23, 41–54. Descargado de <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1051137713000582> doi: 10.1016/j.jhe.2013.11.004
- Castillo, V., y Razmilic, S. (2020, enero). Evolución de la segregación de los inmigrantes en Santiago. Descargado de <https://policycommons.net/artifacts/2167527/evolucion-de-la-segregacion-de-los-inmigrantes-en-santiago/2923213/> (Publisher: CEP: Centro de Estudios Públicos)
- Chana, P. (2017). Mercado informal residencial para inmigrantes estudio descriptivo de casos en la rm.
- Contreras, D., y Gallardo, S. (2020, julio). *The Effects of Mass Migration on Natives' Wages: Evidence from Chile* (Inf. Téc.). Inter-American Development Bank. Descargado de <https://publications.iadb.org/en/node/29201> doi: 10.18235/0002790
- Contreras, D., Ruíz-Tagle Venero, J., y Sepúlveda, P. (2013). Migración y mercado laboral en Chile. *Documentos de Trabajo de la Facultad de Economía de la Universidad de Chile*, 376, 1–25.
- Contreras, Y. (2016). *Nuevos habitantes del centro de Santiago*. Editorial Universitaria. (Google-Books-ID: iKBXAQAACAAJ)
- Correa, J., y Flores, P. (2019). Migración, acceso a la vivienda ya la ciudad. *Migración en Chile. Evidencia y mitos de una nueva realidad*, 171–198.
- Cortés, P. (2008). The effect of low-skilled immigration on US prices: evidence from CPI data. *Journal of political Economy*, 116(3), 381–422. (Publisher: The University of Chicago Press)
- Domínguez, P., Grau, N., y Vergara, D. (2022, febrero). *Discrimination Against Immigrants in the Criminal Justice System: Evidence from Pretrial Detentions*. arXiv. Descargado de <http://arxiv.org/abs/2202.10685> (arXiv:2202.10685 [econ, q-fin]) doi: 10.48550/arXiv.2202.10685
- Greenwood, M. J., y McDowell, J. M. (1986). The factor market consequences of us immigration. *Journal of Economic Literature*, 24(4), 1738–1772.
- Jaeger, D. A. (2000). Local labor markets, admission categories, and immigrant location choice. *Manuscript, College of William and Mary*.
- Jaeger, D. A., Ruist, J., y Stuhler, J. (2018). *Shift-share instruments and the impact of immigration* (Inf. Téc. n.º w24285). National Bureau of Economic Research.
- Margarit Segura, D., y Bijit Abde, K. (2014, mayo). Barrios y población inmigrantes: el caso de la comuna de Santiago. *Revista INVI*, 29(81), 19–77. Descargado de <https://revistainvi.uchile.cl/index.php/INVI/article/view/62586> (Number: 81)
- Margarit Segura, D., Moraga Reyes, J., Roessler Vergara, P. I., y Álvarez Garrido, I. (2022). Habitar migrante en el Gran Santiago: vivienda, redes y hacinamiento. *Revista INVI*, 37(104), 253–275. Descargado de <https://revistainvi.uchile.cl/index.php/INVI/article/view/63446> (Number: 104) doi: 10.5354/0718-8358.2022.63446
- Mascareño, A. (2019). *Para una política reflexiva de inmigración en Chile: Una aproximación sociológica - Centro de Estudios Públicos*. Descargado de <https://www.cepchile.cl/cep/libros/para-una-politica-reflexiva-de-inmigracion-en-chile-una-aproximacion>
- Massey, D. S., y Lundy, G. (2001, marzo). Use of Black English and Racial Discrimination in Urban Housing Markets: New Methods and Findings. *Urban Affairs Review*,

- 36(4), 452–469. Descargado de <https://doi.org/10.1177/10780870122184957> (Publisher: SAGE Publications Inc) doi: 10.1177/10780870122184957
- Portes, A. (2001). Inmigración y metrópolis: reflexiones acerca de la historia urbana. *Migraciones internacionales*, 1(1), 111–134. (Publisher: El Colegio de la Frontera Norte AC)
- Razmilic, S. (2019). Inmigración, vivienda y territorio. *Capítulo 3 del libro "Inmigración en Chile. Una mirada multidimensional"*, 47.
- Rodríguez-Matta, P. (2020, enero). Infravivienda paralegal para migrantes en un barrio obrero del Gran Santiago. Descargado de https://www.academia.edu/44435324/Infravivienda_paralegal_para_migrantes_en_un_barrio_obrero_del_Gran_Santiago
- Roessler, P., Ramaciotti, B., Juan Pablo., Sergio, M., Faiguenbaum, Ojeda, I., Venegas, M., Lafferte, A., ... Rojas, N. (2020). Acceso a la vivienda y condiciones de habitabilidad de la población migrante en Chile. Descargado de <https://www.migracionenchile.cl/informe-vivienda/>
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55. Descargado de <https://www.jstor.org/stable/1830899> (Publisher: University of Chicago Press)
- Sheehan, M. (2018). Migrant residents in search of residences: Locating structural violence at the interstices of bureaucracies. *Conflict and Society*, 4(1), 151–166. (Publisher: Berghahn Journals)
- Troncoso, M., Troncoso, C. G., y Link, F. (2018). *Estudio: Situación habitacional de las personas migrantes en algunas comunas urbanas de la Región Metropolitana y Antofagasta. Colunga Fundación y Servicio Jesuita Migrante*. Colunga Fundación y Servicio Jesuita Migrante. <https://www.fundacioncolunga...>
- Villatoro, P. (2021). La medición de la discriminación en base al autorreporte: estado de situación y desafíos. (Publisher: CEPAL)
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.

ANEXO

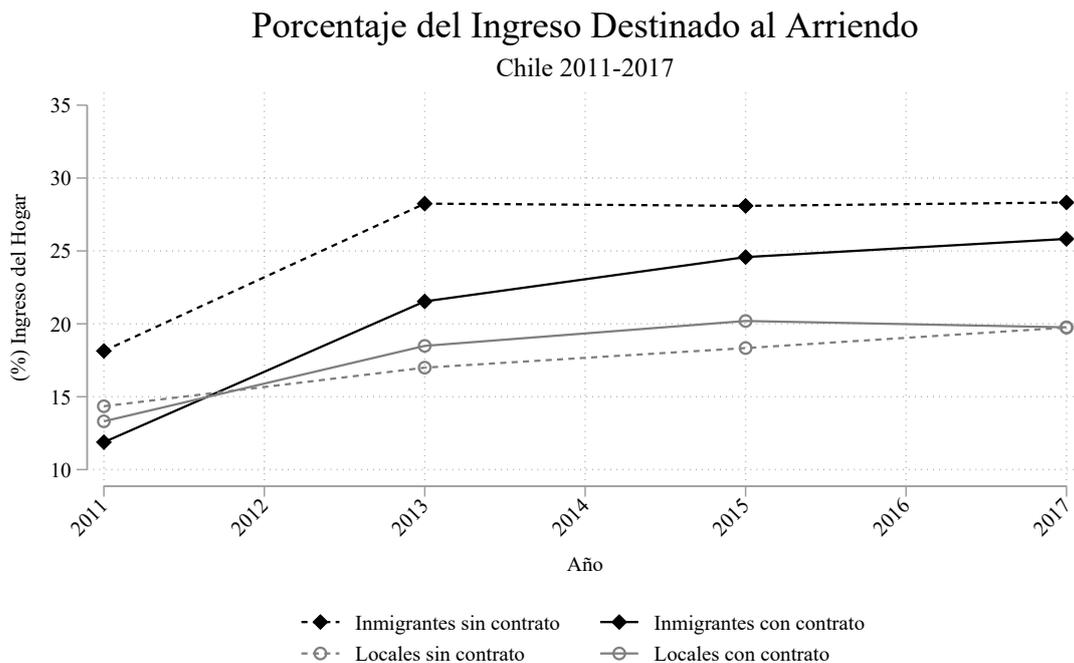
A. Muestra Utilizada

Figura A.1: Muestra utilizada en los modelos de precios hedónicos.



B. Estadística Descriptiva

Figura B.1: Evolución del porcentaje destinado al arriendo de viviendas para inmigrantes y locales según su situación contractual de arriendo en Chile entre 2011 y 2017.



Fuente: Elaboración propia a partir de Casen 2011-2017

C. Controles Utilizados

Tabla C.1: Variables de la CASEN 2017 utilizadas como controles para el calculo de la brecha en el pago por arriendo entre inmigrantes y locales.

| Control | Descripción | Tipo |
|---------------------------------------|---|------------|
| <i>Individuales:</i> | | |
| Ingreso total del hogar | Ingreso mensual percibido por el hogar. | Continua |
| Edad | Edad. | Discreta |
| Género (Mujer=1) | Toma valor 1 si es mujer. | Dummy |
| Nivel Educativo | Máximo nivel escolar terminado. | Catagórica |
| Actividad Laboral | Estado de actividad laboral (ocupado, desocupado, inactivo). | Catagórica |
| <i>Hogar:</i> | | |
| Tipo de Vivienda | Tipo de vivienda (Casa, departamento, pieza en casa antigua o conventillo). | Catagórica |
| Calidad de la Vivienda | Calidad aceptable, recuperable o irrecuperable. | Catagórica |
| Habitaciones | Número de habitaciones. | Discreta |
| Baños | Número de baños. | Discreta |
| Hogares en la vivienda | Número de hogares en la vivienda. | Discreta |
| Personas en el Hogar | Número de personas en el hogar. | Discreta |
| Metros Cuadrados | Rango de metros cuadrados. | Catagórica |
| Pago por Viviendas Similares | Pago en el sector por viviendas similares. | Continua |
| <i>Proximidad:</i> | | |
| Transporte, Educación y Salud | Toma valor 1 si se encuentra a menos de 1 km del transporte público y a menos de 2,5 km de algún centro educativo y de salud. | Dummy |
| Almacén, Cajero y Farmacia | Toma valor 1 si se encuentra a menos de 2,5 km de un almacén, un cajero y una farmacia. | Dummy |
| Área Verde | Toma valor 1 si se encuentra a menos de 2,5 km de áreas verdes. | Dummy |
| <i>Seguridad:</i> | | |
| Rayados y Peleas | Toma valor 1 si ha presenciado rayados o peleas con frecuencia. | Dummy |
| Balaceras, Consumo y Tráfico de Droga | Toma valor 1 si ha presenciado balaceras o consumo y tráfico de drogas con frecuencia. | Dummy |
| <i>Externalidades:</i> | | |
| Contaminación | Toma valor 1 si ha presenciado con frecuencia basura en las calles o contaminación (aire, visual o acústica). | Dummy |

Nota: Todos los datos utilizados son auto reportados. En la estimaciones, variables catagóricas se transforman en variables dummy para cada respuesta.

D. Proporción de Inmigrantes por Región en Chile

Tabla D.1: Proporción Inmigrantes por Región en Chile

| Región | Proporción de Inmigrantes |
|--|---------------------------|
| Región de Tarapacá | 12.84 % |
| Región de Arica y Parinacota | 7.73 % |
| Región Metropolitana de Santiago | 7.72 % |
| Región de Antofagasta | 6.11 % |
| Región de Magallanes y de la Antártica Chilena | 3.63 % |
| Región de Aysén | 2.40 % |
| Región de Valparaíso | 2.14 % |
| Región de Atacama | 1.81 % |
| Región del Libertador Gral. Bernardo O'Higgins | 1.43 % |
| Región de Coquimbo | 1.38 % |
| Región de Los Lagos | 0.99 % |
| Región del Biobío | 0.96 % |
| Región del Maule | 0.93 % |
| Región de La Araucanía | 0.89 % |
| Región de Los Ríos | 0.82 % |
| Región de Ñuble | 0.79 % |
| Promedio | 3.29 % |

E. Brecha en los Pagos por Arriendo entre Inmigrantes y Locales según Nivel Educativo

Para estimar el modelo planteado en la sección 8.2 del trabajo, primero se definen los grupos de comparación a partir de las siguientes dos variables dummies:

$$\text{INM} \begin{cases} 1 = \text{Inmigrante} \\ 0 = \text{No inmigrante} \end{cases} \quad \text{Superior} \begin{cases} 1 = \text{Posee educación superior.} \\ 0 = \text{No posee educación superior} \end{cases}$$

De esta forma tenemos cuatro grupos de comparación, los que se presentan en la Tabla E.1.

Tabla E.1: Grupos de comparación en modelo de precios hedónicos con efectos heterogéneos por educación.

| | | Superior | |
|-----|---|-------------------------------------|-------------------------------------|
| | | 1 | 0 |
| INM | 1 | Inmigrantes con educación superior. | Inmigrantes sin educación superior. |
| | 0 | Locales con educación superior. | Locales sin educación superior. |

Nota: Se considera educación superior tanto completa como incompleta.

Luego planteamos la segunda etapa del modelo de MC2E, la que viene dada por:

$$\ln(A_{i,r}) = \eta_0 + \eta_1 \widetilde{\text{INM}}_{i,r} + \eta_2 \text{Superior}_{i,r} + \eta_3 \text{IxSuperior}_{i,r} + \eta_4 X_{i,r} + \lambda_r + \epsilon_{i,r} \quad (19)$$

Obtenemos el valor esperado para cada grupo:

$$E[\ln(A_{ic})|INM_{ic} = 0, Superior_{ic} = 0] = \eta_0 + \eta_4 E[X_{i,c}|\dots] + \lambda_r \quad (20)$$

$$E[\ln(A_{ic})|INM_{ic} = 0, Superior_{ic} = 1] = \eta_0 + \eta_2 + \eta_4 E[X_{i,c}|\dots] + \lambda_r \quad (21)$$

$$E[\ln(A_{ic})|INM_{ic} = 1, Superior_{ic} = 0] = \eta_0 + \eta_1 + \eta_4 E[X_{i,c}|\dots] + \lambda_r \quad (22)$$

$$E[\ln(A_{ic})|INM_{ic} = 1, Superior_{ic} = 1] = \eta_0 + \eta_1 + \eta_2 + \eta_3 + \eta_4 E[X_{i,c}|\dots] + \lambda_r \quad (23)$$

Ahora, para estimar la brecha entre inmigrantes y locales según su nivel escolar debemos restar la esperanza de inmigrantes con la de los locales según si cuentan o no con educación superior, de lo que se obtiene lo siguiente:

$$\text{Inm. con ed. superior (23) - Local con ed. superior (21)} = \eta_1 + \eta_3 \quad (24)$$

$$\text{Inm. sin ed. superior (22) - Local sin ed. superior (20)} = \eta_1 \quad (25)$$

F. Efectos Marginales de Precios de Arriendo Rezagados sobre Probabilidad de ser Inmigrante en 2017

Tabla F.1: Efectos marginales promedio de los precios de arriendo rezagados sobre la probabilidad de ser inmigrante en 2017 en Chile.

| DyDx Promedio | (1) Pr(Inmigrante) |
|------------------------------|-----------------------|
| Precio 2011 | 0.00*** (2.80e-05) |
| Precio 2013 | 0.00*** (1.21e-05) |
| Precio 2015 | 0.00*** (1.13e-05) |
| <i>Controles Utilizados:</i> | |
| E. Fijos x Comuna | ✓ |
| Individuales | ✓ |
| Seguridad | ✓ |
| Externalidades | ✓ |
| Hogar | ✓ |
| Proximidad | ✓ |
| Obs | 25,153 |

Errores estándar en paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1