



TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGÍSTER EN  
ANÁLISIS ECONÓMICO

*Proyecto Fondecyt #1210972*

---

**Los precios de las viviendas y las decisiones  
de fertilidad: un análisis comunal utilizando  
MC2E**

---

*Autor: Jorge Pino Lagos*  
*Profesor guía: Damian Clarke*  
*Co-guías: Ernesto López-Morales y Claudia Sanhueza*

Santiago, 24 de enero de 2022

## Agradecimientos

En primer lugar, agradecer a mis padres, Beatriz y Jorge, quienes han sido mi red apoyo incondicional en tiempos turbulentos como lo fue el año 2021. También, a cada una de las personas de mi familia por la alegría e impulso anímico que irradian día a día que sin duda ha sido una gran ayuda para culminar el proceso del magíster.

En segundo lugar, agradecer a mis amigos y amigas, Mario Dameri, Gabriel Neculhual, Jaime Saravia y Daylin Yáñez, quienes fueron un pilar esencial en los momentos de distensión y quienes aportaron con otros puntos de vista durante todo el proceso de elaboración del presente documento.

En tercer lugar, resaltar la impecable labor de mis compañeros y compañeras de la facultad, Critián Cerda, Cecilia Correa, Enzo Faulbaum, Julián García y Matías Pacheco, quienes fueron un aporte fundamental en muchas de las ideas redactadas en esta tesis. También, a mis profesores, Manuel Agosín y Javier Núñez, y a todas y todos los alumnos del seminario de investigación de la FEN quienes aportaron con sus sugerencias, comentarios y preguntas.

Finalmente, agradecer al proyecto Fondecyt *N°1210972* por el financiamiento y provisión de datos, y a los docentes a cargo, Ernesto López-Morales, por sus constantes revisiones y aportes desde la mirada del urbanismo, y, Claudia Sanhueza, por sus valiosos comentarios y confianza depositada en el desarrollo de esta tesis. También, a mi profesor guía, Damian Clarke, por su excelente tutela, consejos técnicos y tiempo dedicado para lograr con éxito la investigación.

*“Triunfar en la vida no es ganar, triunfar en la vida es levantarse y volver a empezar cada vez que uno cae.”*

José “Pepe” Mujica.

## Resumen

El presente documento investiga cómo cambios en los precios de vivienda en distintas comunas del Gran Santiago afecta las decisiones de fertilidad de los hogares. Considerando que el costo de la vivienda es una gran preocupación de las familias y también un insumo de la producción infantil, se postula que incrementos en los precios de la vivienda tienen efectos diferenciados en las tasas de fertilidad de comunas que tienen alto porcentaje de propietarios de casa/departamento versus comunas con bajo porcentaje. Implementando una estrategia de estimación de mínimos cuadrados en dos etapas utilizando como instrumento del precio de vivienda la distancia a la estación de metro más cercana, los resultados indican que, incrementos de precios de un 1 % llevan a disminuciones en la tasa de fertilidad de hasta 0,21 % en comunas con bajo porcentaje de propietarios. Para comunas con alto porcentaje de propietarios, incrementos de precios de un 1 % provocan aumentos en la tasa fertilidad de hasta 0,31 %.

*Clasificación JEL:* D10, J13, R21.

*Palabras clave:* Fertilidad, Precio de vivienda, Demanda de niños.

## Abstract

This document investigates how changes in housing prices in different districts of Greater Santiago affect household fertility decisions. Considering that the cost of housing is a great concern of families and an input of child production, it is postulated that increases in housing prices have differentiated effects on the fertility rates of districts that have a high percentage of homeowners versus districts with a low percentage. Implementing a two stage least squares estimation strategy using the distance to the nearest metro station as a house price instrument, the results indicate that a 1 % increase leads to a decrease in the fertility rate of up to 0,21 % in districts with low percentage of homeowners. For districts with high percentage of homeowners, a 1 % increase leads to increases in the fertility rate of up to 0,31 %.

*JEL Classification:* D10, J13, R21.

*Keywords:* Fertility, Housing prices, Children Demand.

## Highlights

- Los precios de vivienda han aumentado 82 por ciento en promedio, entre 2010 y 2018.
- La fertilidad ha disminuido entre 2 y 45 por ciento en las comunas de Santiago, entre 2010 y 2018.
- Existe un comportamiento heterogéneo de fertilidad entre comunas con distintos porcentaje de propietarios de vivienda.
- Un modelo estático sencillo explica la relación entre vivienda y fertilidad, considerando la propiedad de vivienda.
- Las bajas en fertilidad son explicadas, en parte, por el crecimiento de precios de vivienda.

# Índice

<b>1</b>	<b>Introducción y marco de investigación</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Revisión de literatura</b>	<b>2</b>
<b>3</b>	<b>Modelo teórico</b>	<b>4</b>
<b>4</b>	<b>Datos y estadística descriptiva</b>	<b>6</b>
4.1	Descripción de los datos . . . . .	6
4.2	Estadística descriptiva . . . . .	7
4.2.1	Viviendas . . . . .	7
4.2.2	Fertilidad . . . . .	9
<b>5</b>	<b>Estrategia empírica</b>	<b>12</b>
5.1	Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos . . . . .	12
5.2	Mínimos cuadrados en dos etapas con efectos fijos . . . . .	13
<b>6</b>	<b>Resultados y discusión</b>	<b>14</b>
6.1	Mínimos Cuadrados Ordinarios . . . . .	14
6.1.1	Heterogeneidades . . . . .	15
6.2	Mínimos cuadrados en dos etapas . . . . .	16
6.2.1	Heterogeneidades . . . . .	18
6.2.2	Análisis de robustez . . . . .	19
6.3	Discusión . . . . .	20
<b>7</b>	<b>Conclusiones</b>	<b>20</b>

# 1. Introducción y marco de investigación

Los precios de viviendas y el acceso a la misma han sido una de las prioridades en casi todas las agendas políticas en las dos últimas décadas en Chile. Entre el 2008 y 2018 se registra un alza de precios promedio de 82 por ciento considerando treinta y tres comunas de la Región Metropolitana según el Conservador de Bienes Raíces de Santiago (CBRS). La apreciación de precios de la vivienda no es un problema per se, pero sí cuando el ingreso de los hogares no crece al mismo ritmo.

Dentro de las razones de los alzas en precio de viviendas de Chile en los últimos años, se encuentran factores como la demanda por activos inmobiliarios, costos de construcción, demanda de vivienda, oferta de tierra, tasas de interés y fuerza de trabajo (Sagner, 2009; Larraín & Razmilic, 2019). López et al. (2019) estudian la relación de inversiones públicas en rentas inmobiliarias en el Gran Santiago y encuentran que la instalación de la red metro incrementa las rentas de inmobiliarias en un 25,6 por ciento promedio. Sugiriendo así que gran parte del aumento de los precios se derivan de la instalación de la red metro.

A nivel internacional Dröes & Van de Minne (2017) encuentran que tasas de interés, fuerza de trabajo, oferta de suelo y costos de construcción son las principales variables que influyen en los precios de vivienda de distintos países a lo largo de la historia, partiendo en el siglo XIX.

Más que comprender los determinantes de las alzas de precios, la presente investigación se hace cargo de comprender parte de los efectos sociales y económicos que puede tener el mercado inmobiliario en las decisiones de los hogares, en particular, en las tasas de fertilidad de mujeres de nacionalidad chilena, que han presentado importantes bajas en la última década. Se busca responder a ¿cómo y en qué magnitud las alzas sostenidas de precios de vivienda en el Gran Santiago han afectado las tasas de fertilidad diferenciando según porcentaje de personas propietarias de viviendas en cada comuna?

La hipótesis que surge como primera respuesta es que, de existir impactos, los precios de vivienda debiesen reducir las tasas de fertilidad, dado que la vivienda tiene un peso relevante en las decisiones de los hogares. Sin embargo, como en todos los problemas económicos, podrían haber impactos distribucionales potencialmente variados. Así, la hipótesis mencionada se modifica levemente. Se propone que en las comunas con alto porcentaje de propietarios haya un aumento en la fertilidad ante alzas en precios de vivienda. Por otro lado, el efecto contrario debiese suceder cuando se observan comunas con bajos porcentajes de propiedad de viviendas.

Al tener hijos o hijas se incurre en costos directos visibles e indirectos (Willis, 1973), el aumento de estos costos se considera un factor clave en la caída generalizada de tasas de fertilidad a nivel internacional desde principios del 1970 (Hotz et al., 1997). Dentro de los costos indirectos se encuentra el costo de oportunidad de criar a los hijos e hijas. Por otro lado, los costos directos hacen alusión a la vivienda, alimentación, educación, entre otros. En ese sentido, para los EE.UU. el costo de vivienda representa un tercio del costo estimado de la crianza (Lino & Carlson, 2010). Es probable que los costos de la vivienda sean una barrera a la fertilidad si los hogares lo perciben como una gran carga.

Es plausible pensar que el mercado de viviendas genere presión sobre la formación de una

familia. Si las oportunidades no son adecuadas (i.e., precios son muy elevados relativo al ingreso) puede generar que las personas pospongan o anulen la opción de tener un hijo o hija (Mulder & Billari, 2010). Cuando los recursos son limitados, ser propietario de vivienda genera competencia entre costos de vivienda e hijos adicionales (Mulder, 2006b).

Por todo lo anterior, resulta relevante y no trivial entender el efecto social que ha tenido el aumento de precios de viviendas en el Gran Santiago sobre las tasas de fertilidad, dado que los salarios no han incrementado al mismo ritmo que los aumentos de precios de casas y departamentos, y también, que la vivienda sin duda es un insumo esencial para la crianza infantil. Por lo tanto, el canal de la hipótesis anterior es que, si asumimos que los niños y niñas son bienes normales (Black et al., 2013) y que la vivienda es un costo importante dentro de los hogares, aumentos de precios de vivienda debieran tener un efecto positivo en fertilidad si es que vivienda y niños son entendidos como “bienes” sustitutos, dado que la vivienda se vuelve relativamente más cara. Por otro lado, si son entendidos como bienes complementarios, es decir, familias prefieren tener hijos y vivienda en simultáneo, el efecto es ambiguo, quienes ya son propietarios de vivienda aumentarán la demanda por niños, pero quienes aún no lo son verán disminuida la demanda por niños.

Utilizando una estimación de mínimos cuadrados en dos etapas con efectos fijos bidireccionales, se aborda la relación entre los precios de vivienda y las tasas de fertilidad a nivel comunal para treinta y tres comunas del Gran Santiago. Se encuentra que, ante alzas de 1 por ciento en el precio de viviendas, comunas con alto porcentaje de personas propietarias de vivienda provocan aumentos en la tasa de fertilidad de 0,01 a 0,31 por ciento. Para comunas con bajo porcentaje de propietarios, el efecto de un aumento de un 1 por ciento de precios de viviendas provoca caídas en la tasa de fertilidad de 0,03 a 0,21 por ciento.

En lo que queda de la investigación, la sección 2 presenta revisión de literatura pertinente al tema, la sección 3 el modelo teórico subyacente, la sección 4 detalla los datos a utilizar y reporta estadística descriptiva, la sección 5 presenta la metodología utilizada, la sección 6 los resultados obtenidos y, finalmente, la sección 7 concluye.

## 2. Revisión de literatura

El pionero en los estudios de comportamiento de los hogares, Gary Becker, plantea un modelo en donde el número de hijos es función de los costos de oportunidad de tener hijos y de criarlos (Becker, 1960). El autor, estudia a los hijos como bienes normales durables que generan utilidad a los padres y madres, así, los hogares realizan un análisis costo beneficio de tener hijos y obtienen su número óptimo de hijos en función de sus restricciones de ingresos y tiempo disponible. En 1975, Becker extiende el modelo y explica que, en general, las madres tienen una ventaja comparativa sobre el cuidado de los hijos<sup>1</sup>, lo cual desencadena una serie de estudios en los 90' en donde variables como la creciente participación laboral femenina y

---

<sup>1</sup>La ventaja comparativa de un miembro del hogar puede definirse mediante la relación entre el cociente de su productividad marginal en el mercado y en el hogar y los cocientes de otros miembros. En ese caso, Becker atribuye la ventaja comparativa en el cuidado de hijos a la mujer por su condición biológica y su papel en la crianza, sumándole el hecho de que el costo de dejar de trabajar (salario) es mayor para los hombres.

salarios reales impactan a la baja a las tasas de fertilidad debido al aumento del costo de oportunidad de las mujeres (Becker, Murphy & Tamura, 1990; Doepke, 2004).

Años más adelante, Easterlin (1976) propone una segunda teoría, llamada “teoría del ingreso relativo”, en la cual la decisión de criar a un niño o niña se da luego de realizar un balance entre las aspiraciones y los recursos económicos de los hogares. Cuatro años después, el autor inserta la idea de que el número de niños que un hogar puede “pagar” dependerá de la “perspectiva de multiplicar su capital inicial a lo largo de su vida”, lo cual hace relación con el creciente costo de vida que puede afectar el número óptimo de niños en las familias (Easterlin, 1980). La hipótesis del ingreso relativo da los primeros indicios más claros de una relación negativa entre los precios de la vivienda y la fecundidad, aunque desde Becker (1960) ya se podían tomar las bases para un modelo teórico de optimización de decisiones entre vivienda, cantidad y calidad de hijos e hijas.

La relación que convoca este estudio: precios de vivienda y fertilidad no es trivial y la evidencia al respecto sigue en desarrollo con resultados dispares sobre el efecto. Sin embargo, diversa literatura a lo largo del mundo ha surgido en las última dos décadas. Simon & Tamura (2009) estudian la relación de costo de arriendo y fertilidad con datos administrativos para los Estados Unidos y encuentran que, ante aumentos en costos de arriendo, hay un efecto negativo estadísticamente significativo pero pequeño en las decisiones de tener el primer hijo o hija, y en general, en la decisión de tener hijos. Asimismo, en Suecia se desarrolla un modelo de optimización de hogares y evidencia empírica para distintos cohortes y se encuentra que los costos de vivienda impactan negativamente la decisión del primer hijo o hija y que el efecto se expande cuando la economía está en ciclos de incertidumbre (Öst, 2011).

Por otro lado, el efecto no es homogéneo entre la población, y podría variar según si las personas son propietarios de la vivienda, ya que ante aumentos en precios, se verían beneficiados. Lovenheim & Mumford (2013) con datos de áreas metropolitanas de los EE.UU. y utilizando una regresión de efectos fijos encuentran que, en promedio, incrementos en precios de vivienda de \$100,000 dólares provocan aumentos de entre 16 y 18 por ciento en la probabilidad de tener un hijo entre quienes son propietarios de vivienda. Asimismo, un análisis concentrado en la volatilidad de los precios de vivienda sobre la decisión de tener hijos e hijas, Washbrook (2013) encuentra evidencia de efectos positivos pero temporales de alzas en precios sobre la fertilidad en personas que son propietarios, induciendo así la idea de que hay un cambio en el *timing* de la decisión de tener un hijo o hija y no un cambio en la relación de largo plazo. Dettling & Kearney (2014) a través de variables instrumentales muestran que, en el corto plazo, incrementos de \$10,000 dólares estadounidenses conlleva a aumentos de 5 % en tasas de fertilidad de propietarios y disminuciones de 2,4 % entre quienes no son propietarios de vivienda en los Estados Unidos.

Para el este de Asia también se ha estudiado la relación, en especial en la ciudad de Hong Kong, que está altamente urbanizada. Con técnicas de cointegración y modelo de rezagos autorregresivos distribuidos (ADL), se encuentra que, en promedio, incrementos de un 1 % en precios de vivienda están asociados a bajas en fertilidad de entre 0,45 y 0,52 % (Yi & Zhang, 2010; Hu et al., 2012).

Estudios más recientes han evidenciado que incrementos de \$10,000 dólares en precios promedio de viviendas conllevan a aumentos de 11 % en la probabilidad de dar a luz en Ca-

nadá (Clark & Ferrer, 2019). Por último, Clark, Yi & Zhang (2020) utilizando modelos probit y de variables instrumentales encuentran una relación negativa entre costo de vivienda y fertilidad para grandes ciudades de China, no así para ciudades pequeñas. Muestran que, en promedio, aumentos de 1 % de precios de vivienda conllevan a reducciones de 0,94pp en la probabilidad de tener un hijo o hija menor de 2 años en el hogar.

Por lo tanto, la relación entre precios de vivienda y tasas de fertilidad no es trivial, y, muchas veces, dependerá de zona geográfica que se estudie. La literatura sugiere que también dependerá del modelo económico que se proponga, por un lado, puede existir un efecto negativo directo cuando se analizan, principalmente, modelos de series de tiempo. Pero también es cierto que cuando se incluye a los propietarios de vivienda en la estimación, el signo de los efectos se moverá acorde al nivel de propietarios que presente la unidad estudiada.

### 3. Modelo teórico

Considerando la base de la economía clásica como la racionalidad en la toma de decisiones, en donde individuos maximizan su utilidad basado en algún tipo de restricción, se explica la dinámica de fertilidad y precios de vivienda con foco en la inclusión de propietarios de vivienda con un modelo estático simple desarrollado por Iwata (2012), el cuál tiene cabida en la literatura de “*Children Demand*” y “*Economics of Fertility*” (Becker, 1960; Bryant & Zick, 2005)

Se define  $q$  como la capacidad de una familia de tener una vivienda propia ( $q \in [0, 1]$ ), es decir, es la variable seleccionada endógenamente por una familia. Además, las personas son capaces de elegir el número de hijos e hijas,  $N$ , como también un set de otros bienes de consumo,  $Z$ , para maximizar su utilidad.

$$U = (N, q, Z, \Omega) \quad (1)$$

donde  $\Omega$  es un vector cambiador de preferencias<sup>2</sup>.

Las viviendas que son ocupadas por sus propietarios implica implícitamente que se la está alquilando a sí mismo. Como cualquier arrendador, el individuo obtiene beneficios  $\Pi$  por la propiedad, el cuál está compuesto por los ingresos de la renta,  $R$  menos el costo de uso,  $UC$ .

$$\Pi = R - UC \quad (2)$$

La probabilidad de pertenecer al grupo de propietarios es  $q$ , es decir, habrá un ingreso esperado de  $q$  por  $\Pi$ . Asimismo, la familia que se renta a sí misma deberá pagar la renta con probabilidad  $q$ . Asumiendo que el costo de la crianza infantil se puede cuantificar en  $P_c$  y que el precio del set de bienes de consumo  $Z$  se normaliza a uno, la restricción presupuestaria se puede escribir como:

$$I + q\Pi = P_c N + qR + Z \quad (3)$$

---

<sup>2</sup>En inglés, *Preferences Shifters*, se refiere a factores que cambian la forma de las curvas de indiferencia del problema que se está resolviendo. En modelos de fertilidad, es usual ver cambios por motivos de educación, religión, entre otros (Bryant & Zick, 2005).



donde  $I$  es el ingreso de la familia que proviene tanto del trabajo como de riqueza familiar. En síntesis, el problema que deben resolver las familias es el siguiente:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\{N,q,Z\}} U(N, q, Z, \Omega) \\ & \text{s.a} \quad I = P_c N + qUC + Z \end{aligned} \quad (4)$$

Resolviendo el problema, se obtiene la siguiente función de demanda de hijos e hijas:

$$N = N(UC, \Theta) \quad (5)$$

donde  $\Theta$  incluye otros factores adicionales al costo de uso de la vivienda, como por ejemplo,  $\Omega$ ,  $I$  y  $P_c$ .

Dado que el costo de uso se entiende como una representación del precio de la vivienda tanto para propietarios como para no propietarios, la pregunta que convoca la presente investigación es ¿qué sucede con la demanda de niños y niñas ante un aumento en el costo de uso? algebraicamente, la respuesta es obtener  $\partial N / \partial UC$ .

La teoría nos dice que si los niños y la vivienda son entendidos como bienes sustitutos, un incremento del costo de uso, conlleva a incrementos en la demanda por niños ( $\partial N / \partial UC > 0$ ). Ahora bien, si son entendidos como bienes complementarios, aumentos en el costo de uso llevarán a caídas en la demanda por niños ( $\partial N / \partial UC < 0$ ), sin embargo al ser entendidos como bienes complementarios hay que diferenciar entre quienes ya son propietarios y quienes no, por lo que el efecto neto puede diferir. Descomponiendo la derivada según Slutsky:

$$\frac{\partial N}{\partial UC} = \frac{\partial N^U}{\partial UC} - q \frac{\partial N}{\partial I} \quad (6)$$

El segundo componente de la ecuación corresponde al efecto ingreso, incrementos en  $UC$  se traducen en incrementos en demanda por niños, siempre y cuando estos sean bienes normales. Por otro lado, el primer término de la ecuación representa el efecto sustitución.

El efecto sustitución puede ser entendido de dos formas dependiendo del supuesto que se asuma. Ante alzas en  $UC$ , tener hijos se vuelve menos costoso en relación a ser propietario de vivienda, aunque las personas también pueden dudar de tener hijos si prefieren tener casa e hijo juntos. El signo negativo del efecto sustitución implicaría que hay complementariedad entre hijos y vivienda, por lo tanto, a través de los efectos ingreso y sustitución, un aumento de  $UC$ , reduciría el número de hijos e hijas siempre y cuando la persona (o familia) no sea propietaria de vivienda. En el caso de que la persona sea propietaria, aumentaría la fertilidad. Por otro lado, el signo positivo del efecto sustitución implicaría que la vivienda y los hijos tienen cierto grado de sustituibilidad entre ellos, por lo tanto, aumentos de  $UC$ , aumentaría el número de hijos.

En síntesis, la relación positiva entre precios de vivienda y fertilidad se debería dar para aquellas personas que son propietarias de vivienda, dada la complementariedad entre ambos. Para aquellas que no son propietarias, el hecho de que sean bienes complementarios (los niños y la vivienda) debiera reducir la demanda por niños. En el caso de que sean vistos como bienes sustitutos, aumentos en precio de vivienda genera que estas sean relativamente más caras y por lo tanto aumentará la demanda por niños. La dirección teórica del efecto sobre la

demanda de niños dependerá la relación de sustituibilidad o complementariedad entre niños y viviendas y del hecho de ser propietario o arrendatario de vivienda, que es algo que se debe responder empíricamente.

## 4. Datos y estadística descriptiva

### 4.1. Descripción de los datos

Para realizar este análisis es necesario contar con datos idealmente de panel que contengan información sobre los nacimientos y los precios de viviendas de alguna unidad territorial determinada. Para el propósito de esta investigación, se utilizan datos administrativos de compraventa de casas y departamentos para treinta y tres comunas del Gran Santiago entre los años 2010 y 2018 registrados en los cuatro más importantes Conservadores de Bienes Raíces de Santiago<sup>3</sup>. En términos generales, se cuenta con la información detallada de cada compra y venta de viviendas, considerando su precio, metros cuadrados y ubicación, entre otras variables de interés<sup>4</sup>. Con la ubicación de las viviendas y utilizando un software de georeferenciación espacial (arcGIS) se computó la distancia de cada casa y departamento a la estación de metro más cercana.

Por otro lado, se cuenta con la base de datos de nacimientos del Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud (MinSal). Dicha base contempla todos los registros oficiales de nacimientos entre 2010 y 2018 con su respectivo lugar de nacimiento e información de los padres y madres como la nacionalidad chilena o no. Con el fin de construir la tasa de fertilidad<sup>5</sup> a nivel comunal y para cada mes entre el 2010 y 2018, se cruzó los nacimientos con la base de datos de proyecciones de población del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) el cual contiene proyecciones de población a nivel comunal para los años requeridos, para así construir la variable tasa de fertilidad cada mil mujeres en edad fértil para cada comuna y mes entre los años 2010 y 2018.

Además, utilizando la encuesta de Ocupación y Desocupación del Gran Santiago (EOD) del Centro de Microdatos de la Universidad de Chile, se extrae el porcentaje de propietarios de vivienda según año y estrato<sup>6</sup>.

Una de las ventajas de este tipo de datos es que nos permiten armar un panel de datos a nivel de comunas y mes, entre los años 2010 y 2018. Por lo tanto, se pueden observar de forma detallada los movimientos de las series. Permite combinar microdatos para generar variables macro. Construyendo un panel, la muestra final a utilizar en la estimación cuenta

---

<sup>3</sup>Santiago, San Miguel, Puente Alto y San Bernardo.

<sup>4</sup>Es importante remarcar que la base de datos del CBRS considera precios de compraventa, es decir, no se trata de precios de oferta que son a menudo sobre estimados de los valores reales de mercado. Asimismo, a los datos del CBRS se les aplicó un recorte del 1 por ciento de las observaciones en los segmentos superior e inferior de la base de datos, respectivamente, con el fin de descartar posibles datos atípicos. Este proceso se hizo para cada comuna por separado, al presentar cada una valores distintos y únicos.

<sup>5</sup>Se define como el ratio entre los infantes nacidos vivos sobre la población de mujeres en edad fértil (15 a 49 años) por cada mil mujeres, en una determinada área geográfica en un periodo en particular.

<sup>6</sup>Se agrupan las comunas del Gran Santiago en un total de ocho estratos, los criterio que se utilizan para la selección son geográficos, para más información ver anexo 1.

con 3.076 observaciones con agregación mensual correspondientes a treinta y tres comunas del Gran Santiago durante los años 2010 y 2018.

En la tabla 1 se puede ver el resumen de las variables a utilizar en la estimación con su respectiva agregación y fuente de donde se obtuvo.

**Tabla 1:** Principales variables a utilizar, según su fuente

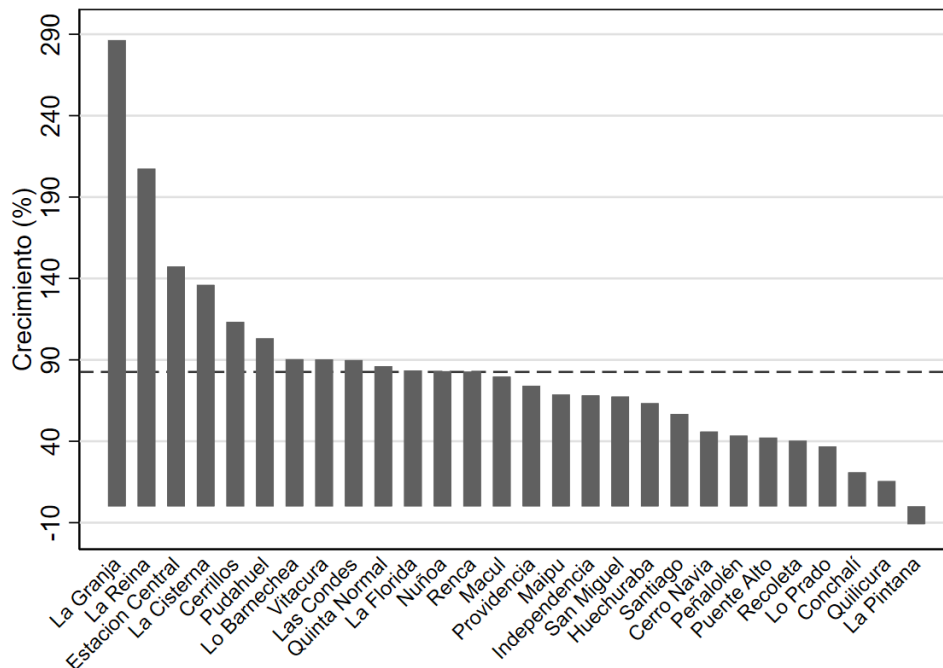
Variable	Descripción	Agregación	Fuente
Precio	Valor UF por metro cuadrado	Comuna y mes	CBRS
Distancia	Distancia a la estación de metro más cercana	Comuna y mes	Elab. Propia
Fertilidad	Tasa de fertilidad cada mil mujeres en edad fértil	Comuna y mes	DEIS e INE
Propietarios	Porcentaje de propietarios de casa o departamento	Estrato y año	EOD

## 4.2. Estadística descriptiva

### 4.2.1. Viviendas

El mercado inmobiliario en Chile sin duda es uno de los mercados que más ha sufrido variaciones en la última década, más aún cuando se miran ciudades como el Gran Santiago, en donde los niveles de edificación han aumentado considerablemente en comunas con poca área territorial. En promedio, para treinta y tres comunas de la región metropolitana, hubo un aumento de casi 90 % de los precios de vivienda en UF por metro cuadrado entre los años 2010 y 2018, viéndose exagerado este aumento por ciertas comunas. En la figura 1 se pueden observar con detalle las alzas.

**Figura 1:** Crecimiento de precios de viviendas, por comuna, entre 2010 y 2018.



Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación (EOD).

Realizando el mismo análisis anterior pero por año, se observa que el precio promedio ha aumentado de 31,6 a 54,7 UF por metro cuadrado entre los años 2008 y 2019, lo cual indica

un crecimiento del 73%. En la tabla 2 se cuantifica la distribución de precios de vivienda por año.

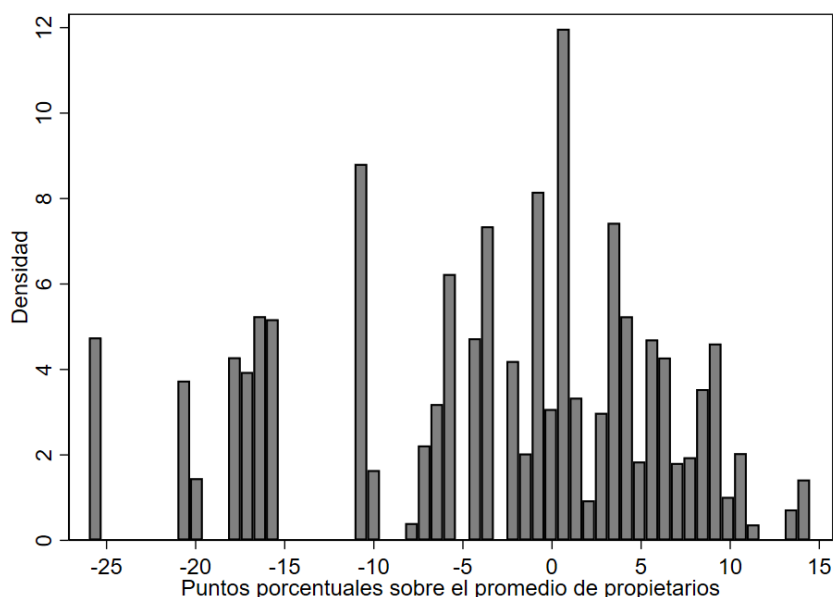
**Tabla 2:** Distribución de precios de casas y departamentos (UF/m<sup>2</sup>), 2008-2019.

Año	Promedio	Desv. Est.	p25	p50	p75
2008	31,62	13,47	23,12	30,9	39,01
2009	32,36	19,75	23	31,44	39,63
2010	35,07	17,83	26,09	33,78	42,05
2011	40,48	25,23	24,25	36,22	49,8
2012	38,06	21,59	24,58	35,98	46,7
2013	40,58	24,01	22,55	37,05	54,36
2014	37,22	20,46	23,84	35,97	46,3
2015	40,30	22,88	26,15	38,78	50,39
2016	41,20	24,21	24,49	39,18	51,98
2017	46,74	26,12	29,41	45,19	59,285
2018	49,47	27,00	32,87	48,11	62,6
2019	54,68	28,27	36,36	53,72	70,35
Total	42,83	24,92	26,32	39,76	54,81

Fuente: elaboración propia con datos del Conservador de Bienes Raíces de Santiago (CBRS).

La hipótesis principal del estudio se basa en que podría existir un comportamiento distinto en decisiones de fertilidad en comunas que tienen altos porcentajes de propietarios versus comunas con bajo porcentaje. Por lo tanto, más relevante que conocer el porcentaje de propietarios por comuna y año es poder observar la distribución de comunas con respecto al promedio por año, es decir, conocer la densidad de propietarios según cuántos puntos porcentuales están por sobre/bajo el promedio. En la figura 2, se puede ver la densidad de propietarios.

**Figura 2:** Densidad de propietarios, medido como puntos porcentuales sobre/bajo el promedio, entre 2010 y 2018.



Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación (EOD).

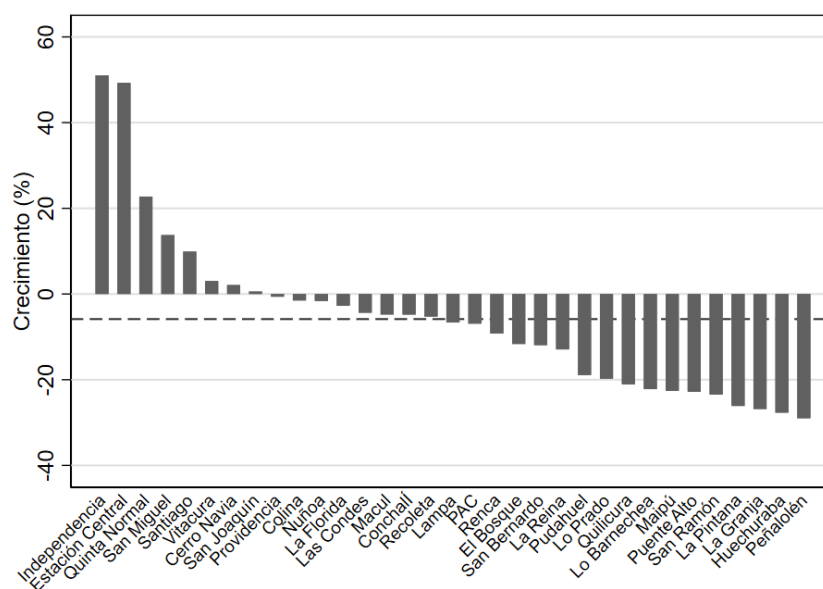
Se observa que la mayoría de las comunas se encuentran concentradas en el promedio de propietarios (0 en el eje X). La parte izquierda de la distribución representa a las comunas con menos porcentaje de propietarios que el promedio de propietarios, a la derecha lo contrario. Para poder interpretar los efectos de un alza en precio de vivienda sobre las tasas de fertilidad es necesario evaluar dicho efecto en el espectro de  $-25$  a  $15$  puntos porcentuales bajo y sobre el promedio de propietarios.

#### 4.2.2. Fertilidad

Se defina tasa de fertilidad como el número de nacimientos cada mil mujeres en edad fértil en un área geográfica y tiempo determinado. El crecimiento promedio de la tasa de fertilidad anual de las treinta y tres comunas analizadas en la investigación es de  $-5,85$  hijos e hijas más por cada mil mujeres en edad fértil entre 2010 y 2018. Sin embargo, el crecimiento o más bien decrecimiento de la tasa de fertilidad no es homogéneo, en particular, hay dos fuentes de heterogeneidad importantes: nacionalidad de la madre y comuna.

En el gráfico 3 se aprecia que comunas centrales como Independencia, Estación Central, Quinta Normal, San Miguel y Santiago presentan un crecimiento en la tasa de fertilidad de entre 10 y 50 por ciento. El resto de las comunas presentan disminuciones en la tasa de fertilidad a lo largo de los años. La pregunta interesante es qué tan heterogéneo es este efecto según nacionalidad de la madre.

**Figura 3:** Crecimiento porcentual de la tasa de fertilidad total entre los años 2010 y 2018, por comuna.

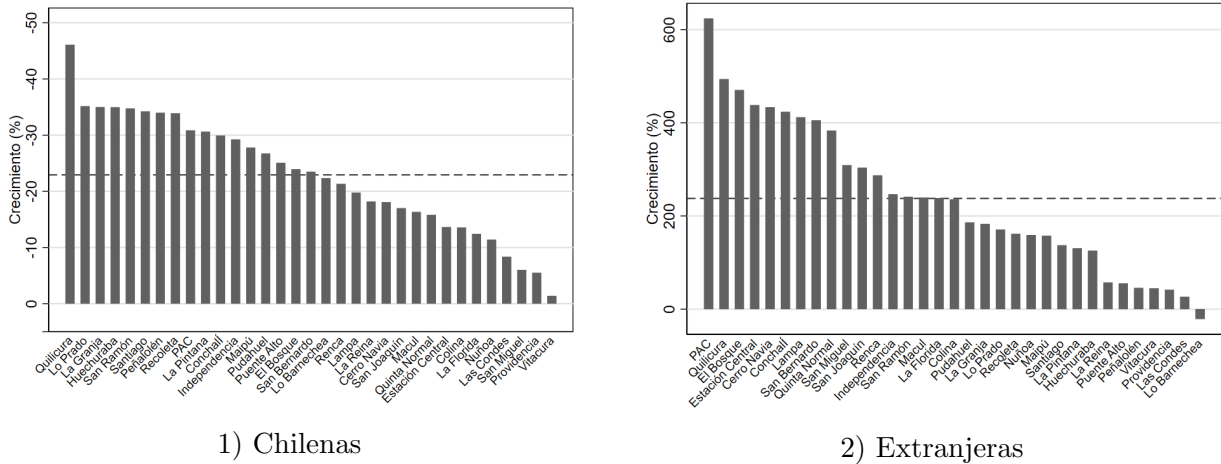


Fuente: elaboración propia con datos del Dpto. de Estadísticas e Información de Salud (DEIS).

En la figura 4, se puede apreciar cómo el crecimiento de las tasas de fertilidad ha tenido una tendencia divergente entre mujeres de nacionalidad chilena y extranjera. En concreto, las mujeres chilenas han experimentado bajas de entre 2 y 45 por ciento en la tasa de fertilidad en distintas comunas. Mientras que las mujeres de nacionalidad extranjera han aumentado la fertilidad en un promedio de 237 por ciento entre 2010 y 2018.

Sin duda, la idea usual que se tiene en el país de que las tasas de fertilidad van cada vez más a la baja se está revirtiendo por el *shock* migratorio de los últimos años. En la figura 3 se dejaba a entrever un aumento en la fertilidad en ciertas comunas, sin embargo, el aumento en fertilidad es puramente por nacimientos de hijos e hijas de madres de nacionalidad no chilena, ya que en la figura 4 queda al descubierto que en dichas comunas las mujeres de nacionalidad chilena han reducido su fertilidad.

**Figura 4:** Crecimiento porcentual de la tasa de fertilidad de mujeres de nacionalidad: 1) chilena y 2) extranjera, entre los años 2010 y 2018, por comuna.



Fuente: elaboración propia con datos del Dpto. de Estadísticas e Información de Salud (DEIS).

La relevancia del hecho de que las tendencias de fertilidad se han estado revirtiendo cuestiona, hasta cierto punto, la hipótesis de investigación del presente trabajo, pues parte de la base de que la fertilidad se ha reducido a nivel generalizado. Sin embargo, el presente documento se acota a comprender los movimientos de fertilidad de mujeres de nacionalidad chilena ante cambios en precios de viviendas.

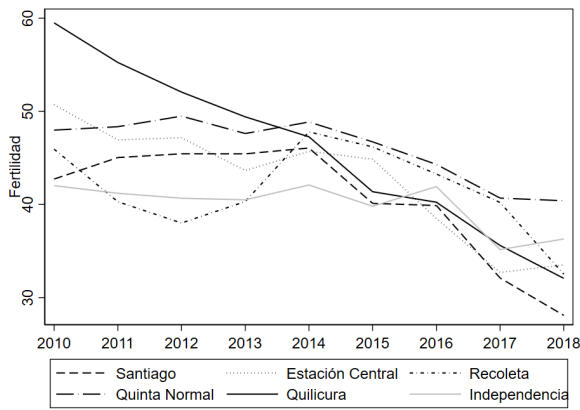
Las razones son múltiples, en primer lugar, hay evidencia sustantiva de que las mujeres migrantes tienen un bajo nivel de propiedad de las viviendas, ya que en su mayoría son arrendatarias, y por tanto, sus opciones de acceder a la compra de vivienda se ven especialmente diluidas en el marco de las recientes alzas de precio. Por otro lado, no hay suficiente conocimiento para levantar la hipótesis de que los costos de vivienda impactan en la fertilidad de dicho grupo, de hecho, se observa que mientras los precios aumentan, ellas han aumentado la fertilidad, lo que resulta contra intuitivo con la teoría.

Adicionalmente a la diferencia a nivel de nacionalidad de las madres y de heterogeneidades por comuna como se dejó ver en los gráficos 3 y 4 también hay diferencias en las tendencias de las tasas de fertilidad de las distintas comunas. Se puede clasificar dos grandes grupos de comunas, aquellas que están más cerca del centro de Santiago y tienen más presencia de migrantes (centrales) y aquellas que están relativamente más lejos del centro de Santiago y, por lo tanto, han sido menos atractivas para los y las migrantes.

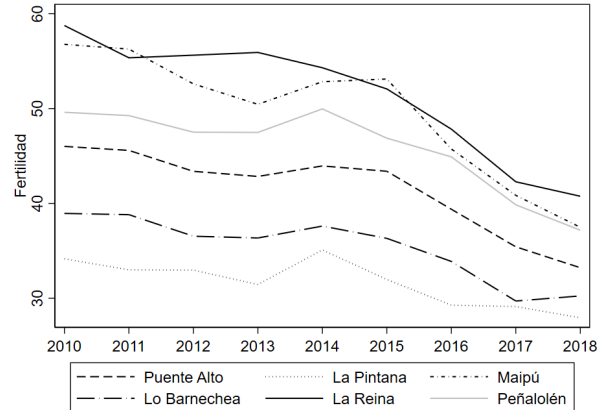
En las figuras 5a y 5b se aprecia la tasa de fertilidad (cada mil mujeres en edad fértil) de mujeres de nacionalidad chilena a lo largo de la última década. Se puede ver que tanto en

comunas centrales<sup>7</sup> como en comunas no centrales la fertilidad ha tenido una clara tendencia a la baja.

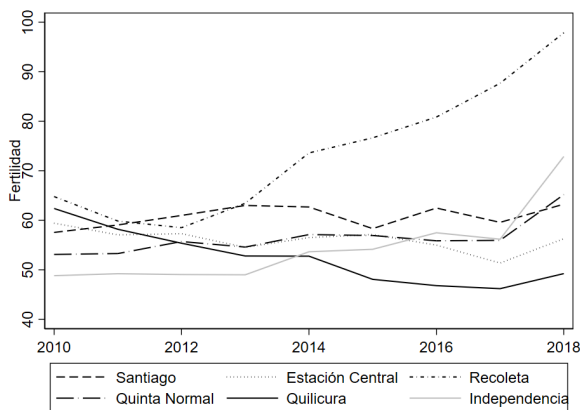
**Figura 5:** Tendencias de la tasa de fertilidad de: a-b) mujeres chilenas, c-d) mujeres chilenas e inmigrantes y e-f) mujeres migrantes, en comunas centrales y no centrales, entre los años 2010 y 2018.



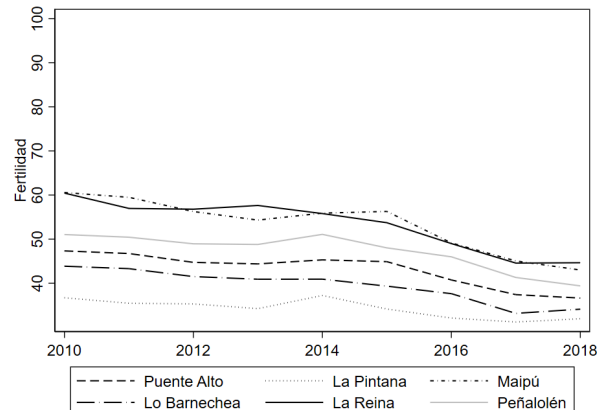
a) Fertilidad chilenas, comunas centrales



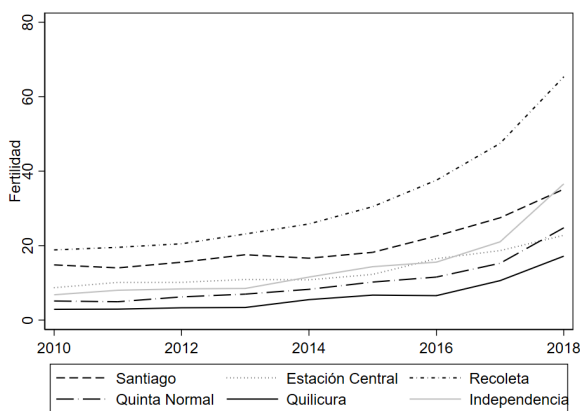
b) Fertilidad chilenas, comunas no centrales



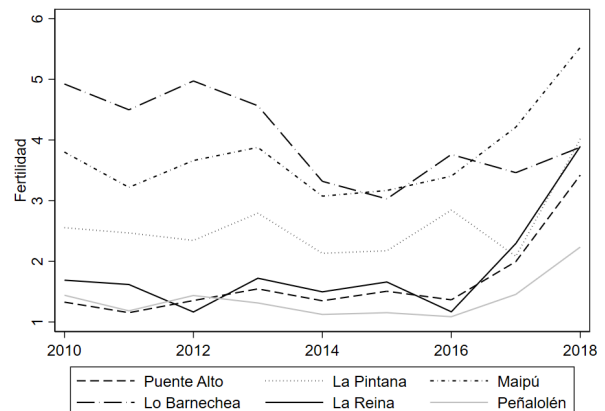
c) Fertilidad total, comunas centrales



d) Fertilidad total, comunas no centrales



e) Fertilidad inmigrantes, comunas centrales



f) Fertilidad inmigrantes, comunas no centrales

Fuente: elaboración propia con datos del Dpto. de Estadísticas e Información de Salud (DEIS).

<sup>7</sup>Se agrega Quilicura a la categoría “comunas centrales” debido a su atractivo para migrantes, a pesar de estar en la periferia.

Cuando se analiza la tasa de fertilidad total (es decir, sin diferenciar por nacionalidad de la madre) se encuentra que las tasas de fertilidad de las comunas centrales se han mantenido relativamente estables a lo largo del tiempo. Lo cual es indicio de la relación mencionada anteriormente: reversión de tasas de fertilidad. Sin embargo, en el gráfico 5d también se puede observar la fertilidad total en comunas consideradas como no centrales, en donde las tasas de fertilidad han ido claramente a la baja entre los años 2010 y 2018, manteniendo la tendencia que han tenido las mujeres de nacionalidad chilena vista en las figuras 5a y 5b.

Por último, y como es esperable, en las figuras 5e y 5f se observa un comportamiento heterogéneo en la tasa de fertilidad de mujeres de nacionalidad extranjera entre comunas centrales y no centrales. Mientras que en las comunas centrales la tasa de fertilidad ha mantenido una tendencia al alza sustantiva, en las comunas no centrales no hay un patrón claro, lo que si es directo de ver es que las tasas de fertilidad son mucho más pequeñas en magnitud en comunas no centrales que en comunas centrales, lo cual no es sorprendente pensando en el atractivo del centro de la ciudad para migrantes.

## 5. Estrategia empírica

Considerando la hipótesis de que un alza en los precios de vivienda puede tener un efecto negativo o positivo -dependiendo del porcentaje de propietarios en cada unidad de medida- sobre la tasa de fertilidad, se proponen dos estrategias de estimación para responder empíricamente a la pregunta de investigación, ¿cómo y en qué magnitud las alzas de precios de vivienda en el Gran Santiago han afectado a las tasas de fertilidad? En una primera aproximación, un modelo de efectos fijos bidimensionales y, posteriormente, un modelo de variables instrumentales con efectos fijos bidimensionales.

### 5.1. Mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos

Se relacionará el precio de las viviendas con las tasas de fertilidad con un modelo econométrico de datos de panel con efectos fijos por año y estrato. En las ecuaciones 7 - 8 se pueden ver las tres especificaciones a estimar.

$$\ln(F_{c,t}) = \delta_0 + \delta_1 \ln(P_{c,t-s}) + \delta_2 O_{e,t-s} + \delta_3 \ln(P_{c,t-s}) \times O_{e,t-12} + \lambda_1 + \varepsilon_{1,c,t} \quad (7)$$

$$\ln(F_{c,t}) = \delta_0 + \delta_1 \ln(P_{c,t-12}) + \delta_2 O_{e,t-s} + \delta_3 \ln(P_{c,t-s}) \times O_{e,t-s} + \lambda_1 + \lambda_2 + \varepsilon_{2,c,t} \quad (8)$$

Donde  $F_{c,t}$  representa la tasa de fertilidad en la comuna  $c$  en el mes  $t$ , la unidad de medida son nacidos cada mil mujeres en edad fértil.  $P_{c,t}$  corresponde al precio promedio de las transacciones de viviendas de la comuna  $c$  en el mes  $t$ , la unidad de medida es UF por metro cuadrado.  $O_{e,t}$  mide cuán lejos se encuentra porcentaje de propietarios de vivienda del estrato  $e$  del promedio de propietarios en el año en cuestión <sup>8</sup>. Los efectos fijos están representados por  $\lambda_i$  con  $i = 1, 2$ , donde 1 corresponde al efecto fijo por año y 2 al efecto fijo por estrato.  $\varepsilon_{i,c,t}$  es el error de cada regresión respectiva. Por último, el subíndice  $s$  indica

---

<sup>8</sup>Se consideró esta variable a nivel de estrato debido a la representación de las encuestas existentes. Hay un total de ocho estratos para la RM, ver anexo 1.



los meses de rezago con lo cuál se relaciona el precio de vivienda con la fertilidad, se toman doce y veinticuatro meses de rezago.

Los efectos fijos a nivel de tiempo controlan por las heterogeneidades inobservables invariantes en las comunas pero propias de un año en particular. Por otro lado, los efectos fijos por estrato controlan por las diferencias inobservables invariantes en el tiempo pero propias de un estrato.

Las ventajas principales de esta metodología son la simpleza de la estimación y que permite establecer una correlación entre los precios de vivienda y la fertilidad, también, si es el que porcentaje de propietarios puede tener influencia en la relación. En el caso de que los aumentos en precios de vivienda fueran condicionalmente exógenos, manteniendo fijo factores idiosincráticos a nivel de estrato y a nivel de tiempo, la regresión de panel con efectos fijos bastaría para identificar de forma causal el problema. Sin embargo, en este caso las variables son endógenas por naturaleza, por lo que solo se pueden interpretar los resultados (efectos marginales) como correlaciones.

## 5.2. Mínimos cuadrados en dos etapas con efectos fijos

Como se mencionó anteriormente, la relación entre precios de vivienda y fertilidad presentada es endógena, hay variables omitidas que pudiesen ser relevantes como la participación laboral femenina, acceso a anticonceptivos, ingresos, entre otras. También es factible pensar en una doble causalidad de largo plazo: más habitantes presionan al alza los precios de vivienda vía demanda, pero precios de vivienda podrían presionar a la baja la fertilidad. En este sentido se debe exogeneizar el problema de identificación, para ello, se utilizará una estimación en dos etapas aplicando un instrumento al precio de las viviendas en la primera etapa: la instalación de la red metro de Santiago.

El instrumento para el precio de viviendas, en valor UF por metro cuadrado, se define como la distancia entre la vivienda transada a la estación de metro más cercana<sup>9</sup>. La plausibilidad del instrumento se deriva del hecho de que la instauración de la red metro de Santiago tiene influencia sobre el precio de las viviendas (Agostini & Palmucci, 2008, 2012; López et al., 2019), pues es esperable que los precios de las viviendas aumenten cuando se instala una estación de metro en un radio relativamente cercano. Por otro lado, se puede suponer que la red metro no está sistemáticamente correlacionada con las decisiones de fertilidad de los hogares. En eso sentido, el instrumento cumple con las condiciones de relevancia y exogeneidad. La ecuación 9 representa la primera etapa de la estimación.

$$\ln(P_{c,t-s}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(D_{c,t-s}) + \alpha_2 O_{e,t-s} + \alpha_3 \ln(D_{c,t-s}) \times O_{e,t-12} + v_{c,t} \quad (9)$$

donde  $P_{c,t}$  corresponde al precio promedio de las transacciones de viviendas de la comuna  $c$  en el mes  $t$ , la unidad de medida es UF por metro cuadrado.  $D_{c,t}$  corresponde al promedio de las distancias de las casas y departamentos vendidos de la comuna  $c$  en el mes  $t$  a la estación de metro más cercana, la unidad de medida es metros.

<sup>9</sup>Ver anexo 2 para más detalle sobre la construcción del instrumento.

Las ecuaciones de la segunda etapa a estimar por variables instrumentales están especificada en 10 - 11, diferenciándose por el efecto fijo que se aplique.

$$Ln(F_{c,t}) = \delta_0 + \delta_1 \widehat{ln(P_{c,t-s})} + \delta_2 O_{e,t-s} + \delta_3 \widehat{ln(P_{c,t-s}) \times O_{e,t-s}} + \lambda_1 + w_{1,c,t} \quad (10)$$

$$Ln(F_{c,t}) = \delta_0 + \delta_1 \widehat{ln(P_{c,t-s})} + \delta_2 O_{e,t-s} + \delta_3 \widehat{ln(P_{c,t-s}) \times O_{e,t-s}} + \lambda_1 + \lambda_2 + w_{2,c,t} \quad (11)$$

Donde las variables que forman parte de la primera etapa de la estimación son el precio de viviendas y la interacción entre precio de viviendas y porcentaje de propietarios sobre el promedio. Nuevamente, se incluyen efectos fijo por año, estrato, según sea el caso, para controlar por invariantes a nivel unidad y tiempo.  $w_{i,c,t}$  son los errores de cada regresión.

La regresión de variables instrumentales soluciona los problemas de endogeneidad en la estimación. Ahora bien, considerando el supuesto de que efectivamente el instrumento cumple con las características antes mencionadas y, además, no es débil, cualquier tipo de variable extra que se incluya en la estimación es exógena. En ese sentido, al incluir controles en la estimación, los coeficientes de interés no deberían tener grandes diferencias con respecto a la especificación sin controles.

Para cuantificar el efecto de un cambio de precios de vivienda sobre la fertilidad es necesario obtener el efecto marginal de las ecuaciones anteriores, en este caso, el efecto marginal viene dado por:

$$\frac{\partial Ln(F_{c,t})}{\partial P_{c,t-s}} = \delta_1 + \delta_3 \times O_{e,t-s} \quad (12)$$

Como se puede observar, el efecto marginal tiene un componente constante,  $\delta_1$ , y otro variable,  $\delta_3 \times O_{e,t-s}$ , que depende del nivel de propietarios (sobre el promedio) en el cual se esté evaluando. En ese sentido, el efecto marginal en el promedio de propietarios, es decir, cuando  $O_{e,t-s} = 0$  corresponde a  $\delta_1$ . Pero es necesario evaluar el efecto marginal en toda la distribución de propietarios, no solo en el promedio.

## 6. Resultados y discusión

### 6.1. Mínimos Cuadrados Ordinarios

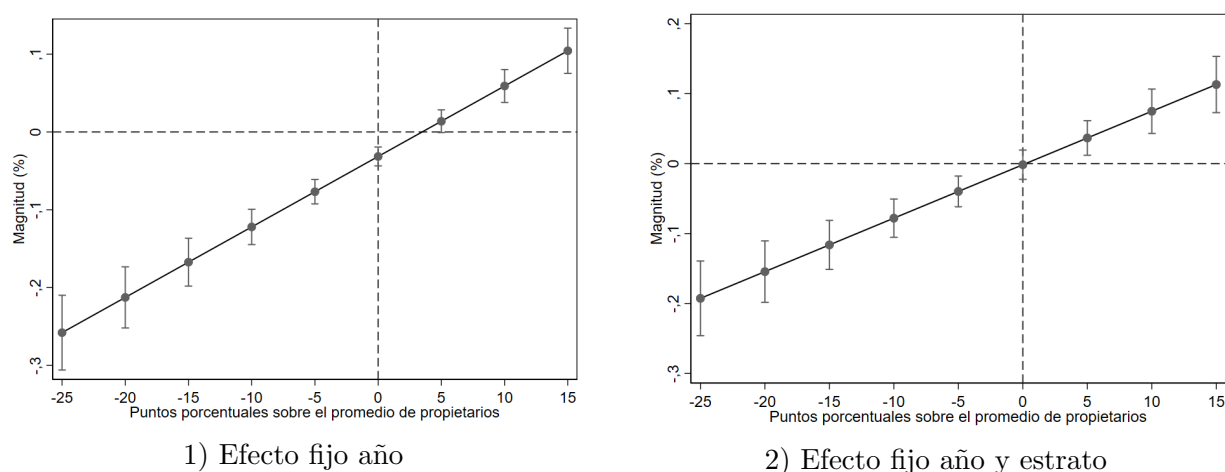
Un primer punto de referencia y primera aproximación a la estimación del efecto de los precios de vivienda sobre las tasas de fertilidad en el Gran Santiago es analizar cómo se comporta una regresión por mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos. En la figura 6 se reportan los efectos marginales de las regresiones especificadas en la ecuaciones 7-8 para la tasa de fertilidad de mujeres de nacionalidad chilena, según el porcentaje de propietarios en en cual se evalúe el efecto marginal.

Incluyendo efectos fijos por año (1), se encuentra que ante un alza en precio de vivienda de un 1 por ciento, la fertilidad varía podría llegar a disminuir en  $-0,26$  por ciento o bien aumentar en  $0,1$  por ciento, según el nivel de propietarios sobre el promedio de los mismos en los que se evalúe el efecto marginal. Para comunas que tienen un porcentaje de propietarios menor o igual al promedio, el efecto es negativo y estadísticamente significativo. Por otro lado, para

las comunas que tienen un porcentaje de propietarios de 5 o más puntos porcentuales sobre el promedio el efecto se torna positivo.

Cuando se aplican efectos fijos por año y estrato (2), los efectos siguen siendo estadísticamente significativos, pero disminuyen la magnitud para las comunas que tienen menos propietarios que el promedio (de -25 a 0), ahora la máxima reducción en fertilidad es de 0,19 por ciento. Para las comunas con mayor porcentaje de propietarios que el promedio la magnitud del efecto crece hasta un máximo de 0,11 por ciento.

**Figura 6:** Efectos marginales de la regresión por MCO del precio de viviendas sobre la fertilidad de chilenas, según porcentaje de propietarios, con efectos fijos por: 1) año; 2) año y estrato.



*Nota: intervalos de confianza al 95%. Línea vertical puntuada representa el promedio de propietarios, a la izquierda son puntos porcentuales bajo el promedio de propietarios y a la derecha puntos porcentuales sobre el promedio.*

Se puede sintetizar que hay un nivel de propietarios en el que el efecto de un alza de precios de viviendas sobre fertilidad se torna positivo en todos los modelos presentados, que es, aproximadamente, cuando el porcentaje de propietarios en una comuna en particular sobrepasa al promedio de propietarios (línea vertical). En particular, se observa que el efecto de un alza de precios de vivienda sobre la fertilidad de mujeres chilenas varía entre  $-0,26$  y  $0,11$  por ciento.

Es importante mencionar que los resultados anteriores no se pueden interpretar de forma causal, debido a que es una estimación con componentes endógenos, por lo tanto, solo se pueden rescatar los signos y correlaciones existentes.

### 6.1.1. Heterogeneidades

Dadas las distintas trayectorias que tiene la fertilidad actualmente en el Gran Santiago por la alta migración en la última década, se puede considerar también la fertilidad de mujeres de que no tienen nacionalidad chilena y las tasas totales de fertilidad<sup>10</sup> para cada comuna. En ese sentido, se estima una regresión vía MCO de las ecuaciones 7 - 8 considerando como variable dependiente la tasa de fertilidad de mujeres no chilenas y tasas totales, para capturar

<sup>10</sup>Nacimientos cada mil mujeres en edad fértil independiente de la nacionalidad de la mujer.

las correlaciones existentes. La tabla de resultados se detalla en el anexo 3. Se encuentran resultados inconsistentes con la teoría y que carecen de racionalidad

Se encuentra que, alzas en precios de viviendas de un 1 por ciento provocan subidas en las tasas de fertilidad totales y tasas de fertilidad solo considerando a mujeres migrantes en casi todos los niveles de porcentaje de propietarios en los que se evalúa el efecto marginal. Sin embargo, no existe sustento teórico para defender dichas especificaciones dado que no hay conocimiento suficiente para argumentar que las mujeres migrantes tienen en mente el precio de las viviendas en su planificación familiar.

Por otro lado, el hecho de que las tasas de fertilidad totales respondan de forma inconsistente con la teoría tiene que ver con la composición de las madres de hijos nacidos en las distintas comunas. En ese sentido, en el anexo 4 se muestra que los nacimientos de hijos de madres migrantes ha subido de forma importante en la última década, sobrepasando incluso el 50 por ciento de los nacimientos en las comunas de Independencia, Santiago y Estación Central.

## 6.2. Mínimos cuadrados en dos etapas

Con motivo de solucionar la endogeneidad presente en la estimación y tener una mejor aproximación al efecto causal, se estima el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas en donde se utiliza como instrumento de precio de vivienda la distancia a la estación de metro más cercana de cada casa y departamento transada en las treinta y tres comunas analizadas entre los años 2010 y 2018.

En primera instancia, en la tabla 3 se reporta la primera etapa de la estimación. Ésta consiste en una regresión de cada variable endógena (precio de viviendas e interacción, ambas rezagadas doce meses) sobre todas las variables exógenas, que incluye tanto a los instrumentos, como las otras variables exógenas de la segunda etapa definidas en la ecuación.

**Tabla 3:** Primera etapa de la estimación de MC2E entre la tasa de fertilidad de mujeres chilenas y los precios de vivienda, aplicando efectos fijos por 1) año y 2) año y estrato.

	(1)	(2)
Distancia	-0,32*** (0,01)	-0,18*** (0,01)
Propietarios	10,3*** (0,93)	0,56 (0,66)
Distancia × Propietarios	-1,75*** (0,15)	-0,04 (0,01)
Efecto fijo		
	Año	✓
	Estrato	✗

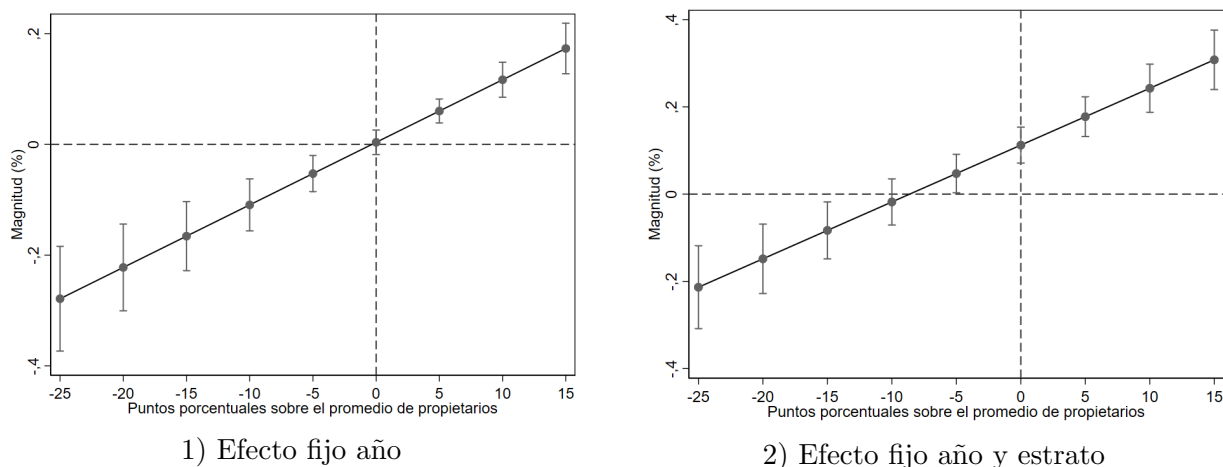
*Nota: Propietarios se refiere a puntos porcentuales sobre el promedio de propietarios de un año en específico, rezagado doce meses. Distancia en logaritmos, rezagado doce meses. Errores estándar en paréntesis: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .*

Se puede ver que el coeficiente de la variable que mide la distancia a la estación de metro más

cercana es negativa y estadísticamente significativa con una magnitud que varía entre  $-0,32$  y  $-0,18$  por ciento, según los efectos fijos que se apliquen. Al ser un modelo logarítmico, los coeficientes deben ser interpretados como elasticidades. Es decir, en promedio, el valor de las casas y departamentos baja entre un  $0,32$  y  $0,18$  por ciento cuando la distancia a la estación de metro aumenta en un  $1$  por ciento. Este resultado no es sorprendente ya que la literatura ha evidenciado efectivamente un aumento en los precios de viviendas según la cercanía al metro de Santiago, la relación directa es que la conectividad eleva el valor de las viviendas (Agostini & Palmucci, 2008). Por último, los test F de las tres especificaciones son ampliamente mayores a  $10$ , lo cual daría los primeros indicios de un instrumento fuerte acorde a la literatura de variables instrumentales (Angrist & Pischke, 2008).

En la segunda etapa de la regresión se utilizan los valores predichos del precio de vivienda y de la interacción para incluirlos a la especificación principal: tasa de fertilidad de mujeres nacionales versus precios de vivienda. Al igual que en el caso de mínimos cuadrados ordinarios, el resultado relevante son los efectos marginales, no los coeficientes de la regresión. Nuevamente, dichos efectos están representados en la ecuación 12 y no son constantes, es decir, dependen del nivel de propietarios en los que se evalúen. En la figura 7 se pueden apreciar dichos efectos según el nivel de efecto fijo y el nivel de propietarios.

**Figura 7:** Efectos marginales regresión de MC2E del precio de viviendas sobre la fertilidad de chilenas, según porcentaje de propietarios, con efectos fijos por: 1) año; 2) año y estrato, rezago de doce meses



*Nota: intervalos de confianza al 95%. Línea vertical puntuada representa el promedio de propietarios, a la izquierda son puntos porcentuales bajo el promedio de propietarios y a la derecha puntos porcentuales sobre el promedio.*

Cuando se aplican efectos fijos solo por año (modelo 1), se encuentra que los efectos marginales son estadísticamente significativos para casi todos los niveles de propietarios al nivel más exigente (salvo cuando toma el valor  $0$ , es decir, en el promedio). Se constata que un aumento de un  $1$  por ciento de precios de vivienda lleva a disminuciones de hasta  $0,28$  por ciento para comunas con bajo porcentaje de propietarios, y aumentos de hasta  $0,17$  por ciento en comunas con alto porcentaje de propietarios. El efecto de aumentos de precios de vivienda sobre fertilidad cambia de signo luego de ser evaluado en el promedio de propietarios.

En el modelo 2, que es la mejor estimación disponible, se aplican efectos fijos por año y

estrato y se constata que hay una tendencia similar pero de menor magnitud, aumentos de un 1 por ciento de precios de vivienda lleva a disminuciones de hasta 0,21 por ciento para comunas con nivel de propietarios entre  $-25$  y  $-8$  puntos porcentuales menos que el promedio. Para comunas con porcentaje de propietarios sobre el tramo anterior, el efecto sobre fertilidad es positivo y toma valores de hasta 0,31 por ciento.

Un tercer modelo, ampliando los rezagos a veinticuatro meses, es decir, que la variación en precio de viviendas tiene efecto sobre la fertilidad de las familias o personas dos años después, se encuentran resultados similares al modelo 2, aumentos de un 1 por ciento de precios de vivienda lleva a disminuciones de hasta 0,23 por ciento para comunas con nivel de propietarios entre  $-25$  y  $-10$  puntos porcentuales menos que el promedio. Para comunas con porcentaje de propietarios sobre el tramo anterior, el efecto sobre fertilidad es positivo y toma valores de hasta 0,35 por ciento.

Con respecto a la magnitud del efecto obtenido sobre la tasa de fertilidad en la regresión, es importante notar que si bien pareciera ser pequeña, hace alusión a aumentos en un 1% en precios de vivienda. Como quedó plasmado en el gráfico 3, el crecimiento de la UF por metro cuadrado en promedio comunal ha sido de casi 90 por ciento entre 2010 y 2018. A su vez, la fertilidad ha declinado entre 5 y 46 por ciento, según comuna, entre 2010 y 2018. El promedio se marca en una caída de 22,2 por ciento. Misma situación si se observan las caídas en la tendencia de la tasa de fertilidad de mujeres chilenas en comunas centrales y no centrales.

Las magnitudes presentadas se condicen con la literatura estrictamente comparable (Yi & Zhang, 2010; Hu et al., 2012; Dettling & Kearney, 2014). Para una mejor visualización de la magnitud del efecto obtenido, se simula un aumento de 50 por ciento de precios de vivienda sobre la fertilidad de mujeres chilenas. Utilizando el modelo con doce meses de rezago y con efectos fijos por estrato y año, se encuentra que la fertilidad disminuye entre 1 y 10,5 por ciento cuando se evalúa en comunas que tienen entre 8 y 25 puntos porcentuales menos que el promedio. A su vez, al evaluar con comunas con porcentaje de propietarios sobre el rango anterior, la fertilidad aumenta entre 2,5 y 15,5 por ciento. Utilizando el modelo con veinticuatro meses de rezago, se encuentra que la fertilidad disminuye entre 0,5 y 11,5 por ciento cuando se evalúa en comunas que tienen entre 10 y 25 puntos porcentuales menos que el promedio. A su vez, al evaluar con comunas con porcentaje de propietarios sobre el rango anterior, la fertilidad aumenta entre 3 y 17,5 por ciento.

### 6.2.1. Heterogeneidades

De la misma forma que para el caso de mínimos cuadrados ordinarios de la sección anterior, es relevante conocer como se comportan los efectos marginales cuando consideramos la tasa de fertilidad de las mujeres que no tienen nacionalidad chilena y la tasa de fertilidad total (chilenas y no chilenas). Entendiendo que la migración es un fenómeno que tiene gran influencia en la tasa de fertilidad total de comunas con alta presencia de migrantes como se vio en la figura 5, se pueden ver en en anexo 5 los efectos marginales según el porcentaje de propietarios en el que se evalúe.

Para la tasa de fertilidad de mujeres de nacionalidad no chilena se encuentran efectos positivos y estadísticamente significativos sobre la fertilidad ante un aumento de un 1 por ciento

en precios de vivienda. Las magnitudes varían entre 0,43 y 2,71 por ciento, para el caso de efectos fijos por año, y entre 1,48 y 3,47 por ciento para el caso de efectos fijos de año y estrato. Por otro lado, para la tasa de fertilidad total (es decir, sin diferenciar entre mujeres de nacionalidad chilena o no) los efectos indican que ante aumentos en precios de vivienda de un 1 por ciento, la fertilidad aumenta con magnitudes entre 0,07 y 0,51 por ciento cuando se aplican efectos fijos por año, y de 0,33 a 0,78 por ciento cuando se aplican efectos fijos por año y estrato.

Si bien los resultados parecen contra intuitivos cuando se comparan con los obtenidos en la tasa de fertilidad de mujeres chilenas, se puede desprender que las tasas de fertilidad en el Gran Santiago están cambiando su tendencia debido al peso relativo de la tasa de fertilidad de las mujeres migrantes, ya que se evidenció en la sección 4 que hay un gran porcentaje de madres migrantes. Así mismo, el marco teórico de la investigación no es suficiente para comprender a cabalidad la dinámica de fertilidad de las mujeres migrantes, es decir, no existe un argumento teórico para estas estimaciones.

### 6.2.2. Análisis de robustez

El estimador lineal de mínimos cuadrados en dos etapas siempre está sesgado, sin embargo, estará menos sesgado que mínimos cuadrados ordinarios en la medida que la identificación es fuerte (i.e., no es un instrumento débil). En el límite de los instrumentos débiles no habrá mejora con respecto a MCO en términos de sesgo y el sesgo de MC2E será el 100 por ciento del sesgo de MCO. En el otro extremo, será el 0 por ciento. En este caso es particular interesa saber en cuánto sesgo se admitiendo. En ese sentido, el test de Stock & Yogo (2005) permiten identificar instrumentos débiles.

Por otro lado, también es necesario chequear la subidentificación de la estimación, que refiere a que ambas variables instrumentales deben afectar de distinta forma a las variables endógenas. También, y como es usual en variables instrumentales, se reporta el estadístico F. En la tabla 4 se muestran los valores para los test antes mencionados.

**Tabla 4:** Ejercicios de robustez para regresión por MC2E del precio de viviendas sobre la fertilidad de mujeres chilenas.

Variable	Test F	p-value	Subidentificación	p-value	Fortaleza
1) Efecto fijo año					
Precio de vivienda	484,63	0	735,35	0	732,72
Interacción	859,18	0	1.096,81	0	1092,89
2) Efecto fijo año y estrato					
Precio de vivienda	321,86	0	650,04	0	646,24
Interacción	652,98	0	1.324,15	0	1316,41

*Nota:* Valores críticos para test de instrumento débil de Stock & Yogo (2005) son: 19,93; 11,59; 8,75; 7,25 para 10; 15; 20; 25 %, respectivamente.

Se aprecia que el instrumento utilizando para el precio de viviendas cumple, por lejos, con

todas las condiciones estadísticas, no es un instrumento débil, y pasa los test de subidentificación con éxito para todas las especificaciones independiente del efecto fijo que se incluya.

### 6.3. Discusión

Los resultados obtenidos en la estimación sobre la tasa de fertilidad de mujeres chilenas se ajustan a la teoría desarrollada a lo largo de la investigación, se encuentran reducciones en la tasa de fertilidad de comunas con bajo porcentaje de propietarios y alzas en comunas con más propietarios que el promedio. El efecto se reduce levemente cuando se incorporan efectos fijos por estrato.

Al mirar heterogeneidades del efecto, la tasa de fertilidad de mujeres extranjeras responde positivamente ante aumentos en los precios de vivienda, lo cuál no se alinea con la teoría. Sin embargo, el efecto no es sorprendente ya que no hay sustento teórico para esta estimación, la tasa de propiedad es más bien baja y, hasta ahora, no hay conocimiento suficiente para levantar la hipótesis de que costos de vivienda impactan sus decisiones para tener hijos e hijas. Por esta misma razón, es que la fertilidad total (mujeres chilenas y no chilenas) también presenta efectos marginales positivos a todos los niveles de efectos fijos.

El hecho de que el efecto del aumento de precios de vivienda sobre la tasa de fertilidad total sea positivo tiene que ver directamente con que el *shock* migratorio ha estado modificando sustancialmente las tasas de fertilidad agregadas, cuando la tasa de chilenas iba a la baja, en comunas centrales (y más) se observa una tendencia más bien constante e incluso creciente en la fertilidad total (figura 5). Los nacimientos de hijos e hijas de madres migrantes aún son relativamente bajos, sin embargo ha sido suficiente para modificar las tendencias de las tasas de fertilidad en muchas comunas del Gran Santiago, generando así, que nuevamente, el problema no se ajuste a la teoría económica y dejando a entrever que hay que realizar más investigación para conocer el efecto migratorio.

## 7. Conclusiones

Esta investigación ha investigado sobre cómo los precios de vivienda transados en el Gran Santiago han impactado la tasa de fertilidad de las mujeres chilenas. Los resultados muestran que el aumento de precios de vivienda provoca efectos heterogéneos en las tasas de fertilidad de mujeres chilenas cuando se diferencia por porcentaje de personas propietarias de vivienda en las comunas del Gran Santiago. Aumentos de un 1 por ciento de precios de vivienda llevan a disminuciones en la tasa de fertilidad de hasta 0,26 por ciento en comunas con bajo porcentaje de propiedad, y aumentos de hasta 0,17 por ciento en comunas con alto porcentaje de propiedad. Este ejercicio indica que cuando el porcentaje de propietarios de vivienda es mayor a menos ocho puntos porcentuales sobre el promedio de propietarios, el efecto sobre fertilidad se vuelve positivo.

Llevando los resultados a magnitudes más comparables con los aumentos de precios de vivienda (90 por ciento promedio entre el 2010 y 2018) y a las disminuciones en la fertilidad (5 a 46 por ciento, según comuna), los resultados indican que un aumento de 50 por ciento en precios de casas y departamentos provoca caídas en fertilidad entre 1 y 10,5 por ciento para comunas con porcentaje de propietarios entre 8 y 25 puntos porcentuales bajo el promedio



de propietarios. Por otro lado, para comunas con porcentaje de propietarios sobre el rango anterior, la fertilidad presenta aumentos de entre 2,5 y 15,5 por ciento.

Por otro lado, las tasas de fertilidad totales parecen haber sufrido modificaciones en su tendencia a la baja en los últimos años debido al *shock* migratorio que ha experimentado Chile en las dos últimas décadas. En ese sentido, el marco teórico presentado no es suficiente para comprender los mecanismos que mueven las decisiones de fertilidad de las mujeres migrantes. Asimismo, la evidencia nacional sigue siendo escasa.

La investigación se posiciona en la literatura de “*Economics of Fertility*” y “*Children Demand*”. La evidencia empírica se ajusta al modelo estático sencillo presentado en la sección 3, en donde, aumentos en precios de vivienda provocan un efecto ambiguo sobre la demanda por niños, el cuál depende de la sustitubilidad o complementariedad entre niños y vivienda. En este caso, se encuentra que para comunas con altos porcentajes de propietarios, un mayor precio de vivienda tiende a aumentar la demanda por niños, mientras que para comunas con bajos porcentajes de propietarios el efecto es contrario.

Las políticas públicas en temas de vivienda han tenido un peso relevante en los programas de gobierno de las y los presidentes electos hasta la actualidad. Los resultados de la investigación sugieren que las comunas centrales, y en general comunas con bajo porcentaje de propietarios están teniendo reducciones en la fertilidad de mujeres chilenas, en donde una parte de la reducción es producto de las alzas en los precios de vivienda. Sin embargo, también se constata que la tendencia de fertilidad total está dominado en mayor medida por las mujeres migrantes. En ese sentido, hay importantes desafíos de integración en temas de vivienda, y balance entre subsidios de vivienda (compra y arriendo) y sus efectos potenciales en la fertilidad de las personas.

La falta de acceso a vivienda propia es un arma de doble filo en el sentido de que, como se demostró en la investigación, genera bajas en fertilidad, que en largo plazo son costosas para un país (i.e., la población se envejece) pero también esta misma falta de acceso a la vivienda se ve agravada por la mayor fertilidad vía aumentos de demanda, lo cuál es uno de los factores determinantes de la subida de precios de casas y departamentos.

Dentro de los desafíos y futura investigación, existe un gran abanico de posibles líneas a seguir investigando tanto en temas de economía urbana como los determinantes del alza de los precios de vivienda, lo cuál no es un tema zanjado, hasta desarrollo de modelos teóricos y estimación empíricas de economía de la fertilidad y demanda de niños. También, comenzar a mirar la migración en un sentido amplio de la palabra considerando los efectos en el mercado inmobiliario y sobre las tasas de fertilidad, que al parecer están cambiando la tendencia a la baja. Por último, a nivel país existe un importante desafío en más transparencia y acceso a datos para fomentar la investigación de calidad para todos y todas.

## Bibliografía

- Agostini, C. & Palmucci, G. (2008). The Anticipated Capitalisation Effect of a New Metro Line on Housing Prices. *Fiscal Studies* 29, 233-256.
- Agostini, C. & Palmucci, G. (2012). Interjurisdictional Capitalization of a New Metro Line on Housing Values. *Spatial Processes Practices eJournal*.
- Angrist, J. & Pischke, J. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*.
- Becker, G. (1960). *An economic analysis of fertility. Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton University Press.
- Becker, G. (1975). A theory of the allocation of time. *Economic Journal* 299, 493-517.
- Black, D., Kolesnikova, N., Sanders, S. & Taylor, L. (2013). Are Children “Normal”? The Review of Economics and Statistics 95(1), 21–33.
- Bryant, W. & Zick, C. (2005). *The Economic Organization of the Household (2nd ed.)*. Cambridge University Press.
- Clark, J. & Ferrer, A. (2019). The effect of house prices on fertility: Evidence from Canada. *Economics Discussion Papers* 24, 2019-2024.
- Clark, W., Yi, D. & Zhang, X. (2020). Do House Prices Affect Fertility Behavior in China? An Empirical Examination. *International Regional Science Review* 43(5), 423-449.
- Dettling, L. & Kearney, S. (2014). House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to have a Baby. *Journal of Public Economics* 110, 82-110.
- Doepke, M. (2004). Accounting for Fertility Decline During the Transition to Growth. *Journal of Economic Growth* 9, 347-383.
- Dröes, M. & van de Minne, A. (2016). Do the Determinants of House Prices Change over Time? Evidence from 200 Years of Transactions Data. *European Real Estate Society (ERES)*.
- Hotz, V., Klerman, J. & Willis, R. (1997). The economics of fertility in developed countries. In *Handbook of Population and Family Economics*, 275-347.
- Hu, J., Hui, E. & Zheng, X. (2012). Housing price, elderly dependency and fertility behaviour. *Habitat International* 36.
- Iwata, S. (2012). Fertility and the user cost of home ownership: Evidence from regional panel data. *MPRA Paper 37387*, University Library of Munich.
- Larraín, C. & Razmilic, S. (2019). Precios de vivienda: ¿Quién tiene la razón? *Centro de Estudios Públicos* 518.
- Lino, M. & Carlson, A. (2009). *Expenditures on Children by Families, 2008*. US Department of Agriculture Miscellaneous 1528.
- López-Morales, E., Sanhueza, C., Espiniza, S. & Ordenes, F. (2019). Verticalización inmobiliaria y valorización de renta de suelo por infraestructura pública: un análisis econométrico del Gran Santiago, 2008-2011. *Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales* 136.

- Lovenheim, M. & Mumford, K. (2013). Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices?" Evidence from the Housing Market. *Review of Economics and Statistics* 95(2), 464-475.
- Mulder, C. (2006b). Home-ownership and Family Formation. *Journal of Housing and the Built Environment* 21(3), 281-298.
- Mulder, C. & Billari, F. (2010). Home-ownership Regimes and Low Fertility. *Housing Studies* 25(4), 527-541.
- Öst, C. (2011). Housing and Children: Simultaneous Decisions? A Cohort Study of Young Adults' Housing and Family Formation Decision. *Journal of Population Economics* 25(1), 349-366.
- Sagner, A. (2009). Determinantes del Precio de Viviendas en Chile. Working Papers Central Bank of Chile 549.
- Simon, C. & Tamura, R. (2009). Do Higher Rents Discourage Fertility? Evidence from U.S. Cities, 1940-2000. *Regional Science and Urban Economics* 39(1), 33-42.
- Stock, J. & Yogo, M. (2005). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. *Andrews DWK Identification and Inference for Econometric Models*, 80-108.
- Willis, R. (1973). A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior. *Journal of Political Economy* 81, 14-64.
- Yi, J. & Zhang, J. (2010). The effect of house price on fertility: Evidence from Hong Kong. *Economic Inquiry* 48, 638-650.

## Anexos

### Anexo 1: Estratos del Gran Santiago

El detalle de qué comunas componen los ocho estratos en la encuesta de ocupación y desocupación de microdatos se encuentra en la tabla 5. Dichos estratos son representativos de treinta y cuatro comunas del Gran Santiago y se componen de acuerdo a su tamaño y proximidad geográfica.

**Tabla 5:** Comunas integrantes de cada estrato de la EOD

Estrato	Comunas
1	Nuñoa La Reina Macul Peñalolén
2	San Miguel La Cisterna San Joaquín La Granja San Ramón Pedro Aguirre Cerda Lo Espejo
3	El Bosque La Pintana San Bernardo
4	Maipú Cerrillos Pudahuel Lo Prado Cerro Navia
5	Recoleta Independencia Conchalí Renca Quilicura Huechuraba
6	Providencia Vitacura Las Condes Lo Barnechea
7	Santiago Estación Central Quinta Normal
8	La Florida Puente Alto

Fuente: Encuesta de Ocupación y Desocupación, Microdatos.

## Anexo 2: Construcción instrumento

En la construcción del instrumento se utilizan los datos georreferenciados del conservador de bienes raíces de todas las casas y departamentos transados entre los años 2010 y 2018. Se calculó la distancia de cada casa y departamento a la estación más cercana del Metro de Santiago, según su año de instauración y luego de promedio por comuna, así, se tiene la distancia promedio de las transacciones de viviendas a la estación de metro más cercana, con desagregación mensual.

Entre el 5 de noviembre del 2009 y el 3 de febrero del 2011 se inauguraron las estaciones San José de la Estrella (L4), tramo Manquehue - Los Domínicos (L1), Gruta de Lourdes (2010), tramo Barrancas - Plaza Maipú (2011). Para el cálculo de distancia se consideró que estas estaciones de metro ya existían, dado que ya estaba anunciada la construcción y había claridad sobre la ubicación de las estaciones, por lo tanto, el mercado inmobiliario reflejaba la plusvalía futura en el precio de mercado de las viviendas.

En los años 2017 y 2019 se terminan e inauguran las líneas 6 y 3, respectivamente. Desde el 2015 se consideró que la línea 6 ya existía para fines de cálculo de distancia, y para la línea 3 se consideraron las ventas desde el año 2017. En decir, se asume el supuesto de que las casas y departamentos internalizan en sus precios la cercanía al metro de Santiago aún cuando éste no está terminado, pero sí anunciado y con claridad sobre la ubicación de dichas estaciones.

En la figura 8 se puede ver gráficamente la construcción del instrumento utilizando el Sistema de Información Geográfica (arcGIS), donde los puntos rosados son las casas y departamentos y las líneas verde claro la distancia a la estación de metro más cercana.

**Figura 8:** Distancia de casas y departamentos a la estación de metro más cercana, transados entre los años 2010 y 2018.



*Nota: puntos rosados representan la ubicación de casas y departamentos, líneas verdes claro la distancia a la estación de metro más cercana. Línea verde de fondo la Red Metros y puntos rojos las estaciones de metro.*

Fuente: elaboración propia con datos del Conservador de Bienes Raíces de Santiago (CBRS).

### Anexo 3: Heterogeneidades MCO

En el panel A, se puede observar el precio de viviendas y la fertilidad de mujeres de nacionalidad de no chilena tienen una correlación positiva -la cual se dejó ver también en la sección 4-. Sin embargo, las magnitudes no son consistentes en los distintos modelos especificados, tampoco lo es la significancia estadística. Estos resultados son particularmente interesantes por el hecho de que se evidencia una correlación positiva entre el aumento de precios de viviendas y la tasa de fertilidad de mujeres de nacionalidad no chilena en casi todos los niveles de propietarios en que se evalúe el efecto marginal.

En cuanto al panel B, se puede ver un efecto relativamente bajo y negativo en el modelo con efectos fijos solo por año (modelo 1), pero estadísticamente significativo para comunas con bajo porcentaje de propietarios (-25 a 0). Sin embargo, al aplicar efectos fijos por estrato (modelo 2) el efecto se torna positivo para todos los niveles de propietarios y con magnitudes decrecientes según porcentaje de propietarios, lo cual no es consistente con la teoría.

**Tabla 6:** Efectos marginales regresión por MCO del precio de vivienda sobre la fertilidad de migrantes (Panel A) y chilenas y migrantes (Panel B), según el porcentaje de propietarios.

Propietarios	Panel A: migrantes		Panel B: total	
	(1)	(2)	(1)	(2)
-25	-0.20*	1.02***	-0.07**	0.27***
	(0.12)	(0.10)	(0.03)	(0.03)
-20	-0.10	0.95***	-0.06***	0.24***
	(0.10)	(0.08)	(0.02)	(0.02)
-15	0.00	0.87***	-0.05***	0.21***
	(0.07)	(0.06)	(0.02)	(0.02)
-10	0.10*	0.80***	-0.05***	0.19***
	(0.05)	(0.05)	(0.01)	(0.01)
-5	0.21***	0.73***	-0.04***	0.16***
	(0.04)	(0.04)	(0.01)	(0.01)
0	0.31***	0.66***	-0.03***	0.13***
	(0.03)	(0.04)	(0.01)	(0.01)
5	0.41***	0.59***	-0.02**	0.10***
	(0.04)	(0.05)	(0.01)	(0.01)
10	0.51***	0.52***	-0.01	0.07***
	(0.05)	(0.06)	(0.01)	(0.02)
15	0.61***	0.45***	-0.00	0.04**
	(0.07)	(0.07)	(0.02)	(0.02)
Observaciones	3,064	3,064	3,076	3,076
Efecto fijo Año	✓	✓	✓	✓
Efecto fijo estrato	✗	✓	✗	✓

*Nota:* Propietarios se refiere a puntos porcentuales sobre el promedio de propietarios de un año en específico. Errores estándar en paréntesis: \*  $p < 0, 1$ ; \*\*  $p < 0, 05$ ; \*\*\*  $p < 0, 01$ .

## Anexo 4: Top 10 comunas con más hijos de madres migrantes

La repartición de personas no chilenas no es homogénea en todas las comunas del Gran Santiago. Asimismo, la cantidad de hijos e hijas de madre migrante. En particular, las comunas de Independencia, Santiago Centro y Estación Central son las que lideran el ranking hijos e hijas de madres migrantes. En la tabla 7 se puede apreciar por un lado que ha habido un incremento sustancial de las madres extranjeras entre los años 2008 y 2018. Por otro lado, el porcentaje de madres migrantes es muy alto, incluso generando que en 2018 nazcan más niños y niñas de madres extranjeras que chilenas en las comunas antes mencionadas.

**Tabla 7:** Top 10 comunas con más porcentaje de hijos nacidos de madres migrantes con respecto al total nacidos, 2008 y 2018

Ranking	Comuna	2008 (%)	Comuna	2018 (%)
1	Independencia	24,8	Independencia	66,8
2	Santiago	24,1	Santiago	55,6
3	Estación Central	12,2	Estación Central	50,2
4	Recoleta	12,0	Recoleta	40,5
5	Las Condes	10,4	Quinta Normal	38,0
6	Providencia	10,1	Quilicura	34,9
7	Lo Barnechea	9,7	Conchalí	30,5
8	Vitacura	8,9	Lo Espejo	29,6
9	Quinta Normal	7,0	Pedro Aguirre Cerda	28,4
10	La Reina	5,6	Lo Prado	25,2

Fuente: elaboración propia con datos del DEIS.

## Anexo 5: Heterogeneidades MC2E

**Tabla 8:** Efectos marginales regresión de variables instrumentales del precio de vivienda sobre la fertilidad de migrantes (Panel A) y chilenas y migrantes (Panel B), según el porcentaje de propietarios.

Propietarios	Panel A: migrantes		Panel B: total	
	(1)	(2)	(1)	(2)
-25	2.71*** (0.28)	3.47*** (0.24)	0.51*** (0.07)	0.78*** (0.06)
-20	2.43*** (0.23)	3.22*** (0.20)	0.45*** (0.05)	0.72*** (0.05)
-15	2.14*** (0.18)	2.97*** (0.17)	0.39*** (0.04)	0.67*** (0.04)
-10	1.86*** (0.14)	2.73*** (0.13)	0.32*** (0.03)	0.61*** (0.03)
-5	1.57*** (0.10)	2.48*** (0.11)	0.26*** (0.02)	0.55*** (0.03)
0	1.29*** (0.07)	2.23*** (0.10)	0.19*** (0.02)	0.50*** (0.03)
5	1.00*** (0.06)	1.98*** (0.12)	0.13*** (0.02)	0.44*** (0.03)
10	0.71*** (0.09)	1.73*** (0.14)	0.07*** (0.02)	0.38*** (0.03)
15	0.43*** (0.13)	1.48*** (0.17)	0.00 (0.03)	0.33*** (0.04)
Observaciones	3,064	3,064	3,076	3,076
Efecto fijo Año	✓	✓	✓	✓
Efecto fijo estrato	✗	✓	✗	✓

*Nota:* Propietarios se refiere a puntos porcentuales sobre el promedio de propietarios de un año en específico. Errores estándar en paréntesis: \*  $p < 0, 1$ ; \*\*  $p < 0, 05$ ; \*\*\*  $p < 0, 01$ .