

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Precios de Arriendo y Salarios en Chile

Paulo Cox

Víctor Pérez

N.º 781 Marzo 2016

BANCO CENTRAL DE CHILE





BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180, Santiago, Chile
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

PRECIOS DE ARRIENDO Y SALARIOS EN CHILE*

Paulo Cox
Banco Central de Chile

Víctor Pérez
Universidad de Columbia

Abstract

Using data from the 2004, 2006 and 2009, Social Protection Survey (Encuesta de Protección Social), in this article we show evidence that suggests that in Chile the rent expenditure to labor income ratio is constant across regions and through time. We use this finding in order to parametrize a canonical theoretical localization model. We contrast the model's predictions with our data. We find that small wage differences account for a significant share of the differences we observe in housing rents across regions.

Resumen

A partir de información contenida en las encuestas de Protección Social (EPS) 2004, 2006 y 2009, en este artículo mostramos evidencia de que en Chile el gasto en arriendos para la vivienda, como proporción del ingreso laboral del hogar, es constante a través de regiones y a lo largo del tiempo. Consistente con esta evidencia, y de acuerdo al marco interpretativo teórico de un modelo canónico de localización, contrastamos las predicciones de éste con los datos. La evidencia sugiere que pequeñas diferencias en los ingresos explican una parte importante de las grandes diferencias que observamos en los precios de arriendo a través de regiones.

* Paulo Cox es Economista Senior de la División de Política Financiera del Banco Central de Chile. Víctor Pérez es estudiante de post-grado de la Universidad de Columbia, Nueva York. Agradecemos comentarios de participantes a la presentación de este trabajo en el Comité de Investigación de la Gerencia de Investigación Financiera del Banco Central. Agradecemos especialmente comentarios y sugerencias de Claudio Raddatz, Rodrigo Alfaro, Diego Avanzini, Carlos Madeira y Juan Francisco Martínez, y de Francois Ortalo-Magné a una versión anterior. Emails: pcox@bcentral.cl y vperez16@gsb.columbia.edu.

1 Introducción

En el presente trabajo estudiamos la relación empírica inter-regional entre los precios de arriendo para la vivienda y la evolución de los ingresos laborales de las familias en Chile.¹

Para el estudio consideramos información de precios de arriendo disponible en la Encuesta de Protección Social (EPS), cuya información no ha sido utilizada anteriormente para el estudio de precios de vivienda. Los precios de arriendo contienen información valiosa acerca de la valoración de las viviendas.² Siguiendo de cerca la estrategia metodológica propuesta por [Davis and Ortalo-Magné \(2011\)](#), analizamos diferencias de precios a través de distintas localidades del país (regiones), relacionando éstos con los diferenciales de salario observados entre regiones en la misma encuesta.³ De nuestro análisis obtenemos varios resultados interesantes no analizados anteriormente para el caso chileno. Primero, encontramos evidencia de que el gasto en vivienda, medida ésta como proporción del ingreso, tiene una estructura que sugiere ser estable a través del tiempo y de las regiones que son comparadas. Segundo, nuestro análisis sugiere que las diferencias salariales explican al menos una

¹En Chile, el estudio de precios de vivienda ha estado principalmente centrado en la construcción y análisis de indicadores de precios agregados. En [Aroca and López \(2012\)](#) se construyen indicadores de precios de arriendo regionales a partir de índices de inflación, destacando que las tasas de crecimiento de los índices obtenidos son disímiles a través de regiones.

²La relación entre el precio de la vivienda y su precio de arriendo debe condicionarse a las condiciones de arbitraje intertemporal de estos dos activos, que dependen en gran medida de la presencia o no de rigideces que dificultan dicho arbitraje entre ambos mercados. Aquí no abordamos estos potenciales problemas y asumimos heurísticamente que existe una estrecha relación entre ambos observables.

³El análisis de la dispersión de precios de vivienda a través de unidades geográficas, relacionando ésta con las diferencias de salarios entre éstas, ha motivado la literatura reciente tanto teórica ([Ortalo-Magné and Rady \(2006\)](#), [Nieuwerburgh and Weil \(2010\)](#)) como empírica ([Davis and Ortalo-Magné \(2011\)](#) y [Ferreira and Gyourko \(2011\)](#)).

parte de las diferencias de precios de arriendo entre regiones en Chile. Estos resultados son coherentes con las principales predicciones de una versión simplificada del modelo seminal y canónico de localización de equilibrio general (Roback (1982)) en el que los hogares eligen dónde vivir luego de observar los precios de arriendo y de salarios entre las distintas localidades. Si bien nuestro trabajo se centra en describir y discutir los resultados empíricos, en la tercera sección presentamos brevemente el modelo teórico sobre el cual están basadas la interpretación de los datos.

Los datos contenidos en las EPS permiten documentar varios resultados empíricos de interés. En primer lugar, encontramos que el gasto en vivienda, como proporción del ingreso laboral del hogar, es bastante estable a través de regiones y en el tiempo, situándose en promedio en torno al 21%. Este resultado motiva la parametrización de la utilidad de los hogares mediante una función Cobb-Douglas en un modelo de equilibrio general de localización de los hogares en base a señales de precios de vivienda y trabajo, como el que consideramos en este trabajo. El contraste empírico a partir de dicha parametrización nos permite establecer otro conjunto de resultados interesantes. Primero, demostramos que las diferencias de ingresos laborales a través de regiones permiten explicar los diferenciales de precios de arriendo. Es decir, con un solo observable (los salarios promedios de los hogares por región), logramos con una razonable precisión promedio, predecir los precios de arriendo promedios por región. Tal como lo predice el modelo, es posible explicar una gran dispersión o heterogeneidad de precios de arriendo a través de regiones producto de pequeñas diferencias salariales entre ellas.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 presentamos evidencia sobre el gasto en vivienda como proporción del ingreso laboral del hogar usando la Encuesta de protección social (EPS) para los años 2004, 2006 y 2009. En la sección 3 desarrollamos un modelo sencillo de equilibrio general con gasto de vivienda constante, donde se obtienen y analizan las condiciones de equilibrio, ejemplos particulares y algunas extensiones. En la sección 4 hacemos el contraste empírico de las predicciones del modelo con los datos a partir de las EPS y presentamos los resultados. En la sección 5 concluimos y discutimos posibles extensiones de este trabajo.

2 Gasto en vivienda constante como proporción del ingreso

El objetivo de esta sección es mostrar evidencia del gasto en vivienda como proporción del ingreso y estudiar su comportamiento a lo largo del tiempo y a través de distintas regiones. Para ello usamos información contenida en la Encuesta de Protección Social (EPS) para los años 2004, 2006 y 2009.⁴

Para obtener el ingreso total por hogar consideramos información de ingresos laborales de todos los miembros de cada hogar.⁵ Para obtener el precio del arriendo

⁴La encuesta EPS del año 2004 cuenta con información de 16.727 hogares, la del 2006 con 16.463, y la del 2009 con 14.463 hogares. La EPS es una encuesta con información reportada por los mismos hogares, representativa a nivel nacional. Llevada a cabo desde el 2002, desde el 2004 cuenta con un módulo financiero con información de activos y pasivos de los hogares, a partir del cual obtenemos información de precios de arriendo para la vivienda.

⁵Es decir, la variable “ingreso laboral del hogar” (*ylabh*) en la base EPS, que corresponde a la suma de los ingresos laborales de los integrantes del hogar. El ingreso laboral es obtenido a partir del salario líquido declarado del trabajo principal y la proporción de meses trabajados.

usamos la siguiente pregunta contenida en el módulo financiero de la encuesta:⁶

“Aproximadamente, ¿cuánto paga (o tendría que pagar) al mes por el arriendo de esta vivienda o pieza?”

Esta pregunta es contestada por todos(as) los(as) jefes(as) de hogar, independientemente de si éstos son arrendatarios, dueños, o dueños pagando un crédito hipotecario (cerca de 8% de los hogares declaran ser propietarios), del bien inmueble donde habitan. Aunque es posible identificar los hogares según su situación de vivienda en la base, preferimos usar toda la información disponible. Al considerar sólo hogares que declaran ser arrendatarios del inmueble no nos deja con suficientes observaciones como para hacer la comparación a través de regiones. Si bien la encuesta incluye información del gasto en créditos hipotecarios y del valor estimado del inmueble según su propietario (ver en Verbrugge (2009) cómo precios de arriendo de propietarios pueden ser aproximados usando como *proxy* el pago de un crédito hipotecario computado como el producto de la carga financiera del crédito hipotecario y el valor de la casa), no contamos con información de tasas de interés de esos mismos créditos hipotecarios como para realizar el ejercicio.

Definiendo r_i y w_i como el precio de arriendo y el ingreso laboral total del hogar i , respectivamente, definimos el gasto en vivienda del hogar i como

$$\alpha_i = \frac{r_i}{w_i} \tag{1}$$

⁶Hemos excluido de la muestra “piezas para arriendo”. También hemos excluido la categoría “mediagua”, que corresponde a la forma más precaria de vivienda en Chile.

El gasto en vivienda como proporción del ingreso, por región, está reportado en la siguiente tabla.

Región	P25	Mediana	P75	Ingreso	Hogares
I	0.15	0.22	0.42	617	242
II	0.15	0.24	0.4	713	382
III	0.12	0.15	0.31	916	118
IV	0.11	0.18	0.32	524	404
V	0.12	0.2	0.31	566	1211
VI	0.1	0.16	0.27	542	555
VII	0.1	0.17	0.28	422	605
VIII	0.12	0.19	0.32	564	1164
IX	0.13	0.21	0.36	462	513
X	0.13	0.21	0.38	524	683
XI	0.17	0.27	0.56	539	63
XII	0.16	0.25	0.37	639	120
RM	0.15	0.22	0.36	710	4789
Promedio	0.13	0.21	0.36	517	
Promedio Ponderado	0.13	0.21	0.35	517	
Desviación Estándar (DE)	0.02	0.03	0.08	123	
DE/Promedio	0.17	0.16	0.21	0.24	

Tabla 1: Gasto en Vivienda Sobre Ingreso EPS 2009

Como vemos de la tabla 1, el gasto en vivienda es bastante estable a través de regiones y en el tiempo.⁷ En promedio, la mediana del gasto por región es de 21% para el año 2009, con una desviación estándar de aproximadamente 3% para dicho año.⁸ El promedio de los percentiles 25% y 75% de gasto, a través de las distintas

⁷Tener en cuenta que aquí lo que nos interesa es la estabilidad del *ratio*, más que la estabilidad del numerador o denominador por separado. En efecto, puede que tanto el primero como el segundo exhiban alta dispersión sin que esto implique un *ratio* con alta dispersión (un análisis de esto último podría realizarse con un estudio de cópulas). Reconocemos que la noción de “estabilidad” es discutible, pero no conocemos una métrica o concepto de estabilidad de consenso al respecto. Notamos que el *ratio* es “estable” de forma similar a la que lo es en el caso de EE.UU.

⁸Esta razón de gasto de vivienda se compara con el 24% reportado para EE.UU en [Davis and Ortalo-Magné \(2011\)](#). A diferencia de este último estudio, nuestra base no contempla gasto en electricidad ni gas, lo que explicarían una parte de la diferencia encontrada.

regiones, fue de 13% y 36%, respectivamente, para la EPS del año 2009.

Como lo muestra el gráfico 1, el gasto en vivienda también es estable a lo largo de las diferentes encuestas.⁹

Como hemos comprobado en este apartado, la evidencia sugiere que el gasto en vivienda como proporción del ingreso es constante. Consistente con este resultado, en la siguiente sección presentamos un modelo de equilibrio general donde los hogares deciden en qué localidad vivir tomando como dado el precio de arriendo y los precios de los demás bienes de consumo, asumiendo que la utilidad en el consumo de estos bienes es Cobb-Douglas.¹⁰

3 El modelo con gasto en vivienda constante

La economía está conformada por N regiones, indexadas por $i = 1, 2, \dots, N$. En la versión más simple del modelo asumimos que hay una oferta fija H_i de viviendas en

⁹Es cierto que por tratarse de un panel de hogares, por construcción no debiésemos observar grandes cambios a través de las sucesivas muestras en el tiempo, salvo que la atrición del panel sea muy alta precisamente cuando los hogares se cambian de domicilio. Este último efecto justificaría la comparación en el tiempo a medida que los hogares que cambian de domicilio son reemplazados por hogares nuevos en la muestra, pero sería contraproducente si el objetivo es precisamente medir el gasto en vivienda en un contexto donde se asume que los hogares reaccionan a las señales de precios entre localidades. Afortunadamente, la atrición es baja, y el panel mantiene en la muestra a los hogares que a lo largo del tiempo se han cambiado de domicilio, lo que resuelve el segundo problema mencionado. Con respecto a la falta de variabilidad en el tiempo de la muestra de hogares, afortunadamente el diseño de la encuesta ha contemplado la incorporación sucesiva de nuevos hogares en la muestra. A modo de ejemplo, con respecto a la encuesta EPS 2004, en la EPS 2006 se incorporaron 2188 hogares nuevos a la muestra, y otros 1494 se incorporaron en la EPS 2009.

¹⁰Una especificación más general satisfaciendo la condición de gasto constante como proporción del ingreso es la función de utilidad de elasticidad de sustitución constante CES, de la cual la función Cobb-Douglas es un caso particular. Sin embargo, para el modelo analizado no es posible obtener una solución analítica y tanto por motivos analíticos como para simplificar la exposición hemos escogido la función Cobb-Douglas.

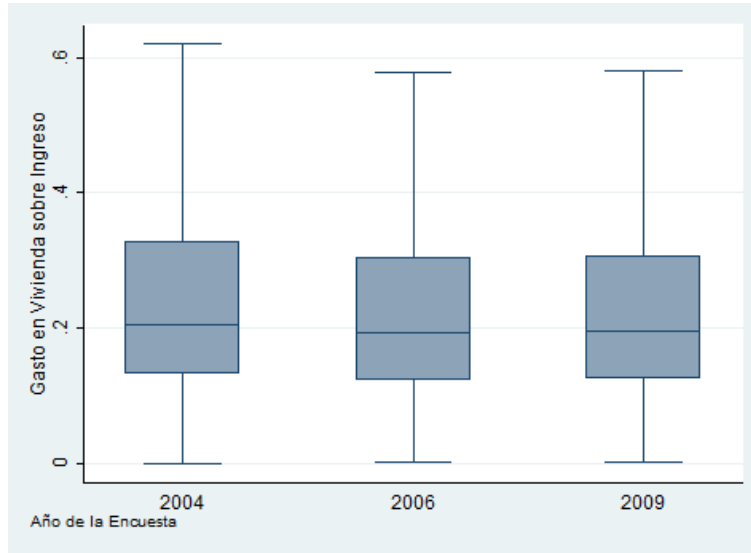


Gráfico 1: Ratio a través de las muestras.

cada localidad i .¹¹ Se asume que un agente en la localidad i produce, exógenamente, w_i unidades de un bien numerario (que llamamos ingreso o salario)¹², las que son destinadas exclusivamente al consumo de vivienda (h) y comida (c). Los agentes (hogares) deben decidir en qué localidad (región) vivir, cuánto consumir de comida y cuánto destinar al arriendo de la vivienda. El problema del hogar representativo, dada una determinada localidad (o región) de residencia i , se reduce entonces a

$$\max_{c,h} U_i = c^{1-\alpha} h^\alpha \text{ s.a.}$$

¹¹El modelo aquí descrito se basa en la exposición de un modelo similar en Davis and Ortalo-Magné (2011). Este último, a su vez, se basa en Eeckhout (2004) y el trabajo seminal de Roback (1982).

¹²En el modelo el ingreso es igual al salario, y por lo tanto usamos indistintamente ambos términos.

$$c + r_i h \leq w_i, \quad (2)$$

donde c y h denotan el consumo de comida y vivienda, respectivamente, y r_i es el precio de arriendo de vivienda en la localidad (región) i . Asumimos $0 < \alpha < 1$. Como mencionamos más arriba, esta especificación (Cobb-Douglas) está motivada por el hecho de que el gasto en vivienda es sugiere ser constante.

Definición 1. *El equilibrio en esta economía se define como el vector de precios de arriendo $\{r_i\}_{i,\dots,N}$, y de las decisiones de consumo (bienes y vivienda), $\{c_i\}_{i,\dots,N}$ y $\{h_i\}_{i,\dots,N}$, tal que:*

- (i) *Los agentes maximizan su utilidad tomando el vector de precios de alquiler como dado. Formalmente, para todo $i = 1, \dots, N$, se cumple que:*

$$c_i = (1 - \alpha)w_i \quad \text{y} \quad h_i = \alpha w_i / r_i;$$

- (ii) *En cada región el mercado se vacía:*

$$n_i h_i = H_i \quad \text{si } n_i > 0,$$

donde n_i corresponde al número de hogares viviendo en la región i .

- (iii) *Ningún agente (hogar) desea cambiar de región.*

Nos centramos en valores de los parámetros en un equilibrio en el que todas las localidades están ocupadas. Asumiendo que la masa total de hogares es igual

a 1, usando la condición de que se vacía el mercado y sumando todas localidades, obtenemos

$$\sum_{i=1}^N n_i = \sum_{i=1}^N H_i/h_i = 1 \quad (3)$$

En equilibrio se igualan las utilidades entre localidades para que no existan incentivos a cambiarse de localidad. Reemplazando la condición de primer orden en la utilidad en (3), obtenemos:

$$\frac{h_i}{h_j} = \left(\frac{w_i}{w_j} \right)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \quad (4)$$

Combinando este último resultado con la ecuación 3 obtenemos el consumo de vivienda de equilibrio en cada localidad

$$h_i = \frac{\left(\sum_{k=1}^N H_k w_k^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \right)}{w_i^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}} \quad (5)$$

Considerando la decisión óptima de los agentes, a partir del consumo de vivienda se puede obtener una medida del número de equilibrio de los hogares en cada localidad, n_i^* ,

$$n_i^* = \frac{H_i w_i^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{\sum_{k=1}^N H_k w_k^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} \quad (6)$$

y del precio del modelo

$$r_i^* = \frac{\alpha w_i^{\frac{1}{\alpha}}}{\sum_{k=1}^N H_k w_k^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} \quad (7)$$

De las condiciones de equilibrio es directo obtener la principal implicancia del modelo con preferencias Cobb-Douglas

$$\frac{\sum_{i=1}^{N^N} r_i H_i}{\sum_{i=1}^{N^N} n_i w_i} = \alpha, \quad (8)$$

es decir, que la razón entre gasto en vivienda y el ingreso es constante en equilibrio (un resultado evidente a partir de la parametrización Cobb-Douglas de la utilidad).

Finalmente, usando las ecuaciones de equilibrio llegamos a la principal ecuación del modelo¹³

$$\frac{r_i}{r_j} = \left(\frac{w_i}{w_j} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad j \neq i \quad (9)$$

Este resultado tiene dos propiedades importantes que merecen ser destacadas. En primer lugar, la relación de precios de vivienda entre dos localidades distintas no depende de la oferta.¹⁴ Esto es producto del supuesto sobre la sustitución entre ambos bienes. En segundo lugar, notamos que la relación de precios en dos localidades distintas refleja de forma desproporcionada las diferencias de salario entre éstas.¹⁵ Este efecto magnificador depende inversamente del tamaño de parámetro α .

El mecanismo a través del cual se consigue el equilibrio es bastante simple. Supongamos que existen sólo dos localidades, digamos Santiago y Valparaíso ($i =$

¹³Notar que esta relación implica $\ln(r_i/r_j) = 1/\alpha \ln(w_i/w_j)$, y por lo tanto $d(r_i/r_j)(r_j/r_i) = (1/\alpha)d(w_i/w_j)(w_j/w_i)$.

¹⁴El precio de arriendo promedio de la localidad i no depende ni de H_i ni de H_j , ni tampoco de la oferta agregada H .

¹⁵A modo de ejemplo, supongamos que $\alpha = 0.2$ y que $\frac{w_s}{w_v} = 1.05$. Ello implicaría, bajo el modelo, que $\frac{r_s}{r_v} = 1.28$. Es decir, una pequeña diferencia en el salario implica una diferencia significativa en el arriendo. Esto tiene importantes implicancias sobre la interpretación que hacemos sobre cambios bruscos en los precios de vivienda que son de orden *local*.

s, v). La relación de indiferencia nos muestra que si

$$\frac{r_s}{r_v} < \left(\frac{w_s}{w_v} \right)^{\frac{1}{\alpha}},$$

las diferencias de salarios entre estas ciudades serán mayores que los diferenciales de arriendo. La transición hacia el equilibrio es de la siguiente manera. Los hogares se mueven desde Valparaíso hacia Santiago, produciendo cambios en los precios de arriendo $\left(\frac{r_s \uparrow}{r_v \downarrow} \right) \uparrow$, y en los salarios $\left(\frac{w_s \downarrow}{w_v \uparrow} \right) \downarrow$, restableciendo así la relación de equilibrio:

$$\frac{r_s}{r_v} = \left(\frac{w_s}{w_v} \right)^{\frac{1}{\alpha}}$$

Notar además que hay tasas de convergencia distintas por el efecto sustitución entre bienes capturado por $\frac{1}{\alpha}$.

3.1 Un ejemplo: Relacionando y analizando las principales variables del modelo y sus predicciones

Consideremos una simplificación del modelo. Supongamos que existen solo 2 localidades (1 y 2) y que los salarios son tales que $w_1 > w_2$, que la oferta de vivienda es idéntica en ambas localidades $H_1 = H_2 = H$ y que normalizamos el tamaño de la población de modo que $n_1 + n_2 = 1$. ¿Qué consecuencias tienen estos supuestos sobre la distribución de hogares a través de localidades?

Usando la principal ecuación de equilibrio, sabemos que debe cumplirse que

$$r_1 = \left(\frac{w_1}{w_2} \right)^{\frac{1}{\alpha}} r_2, \tag{10}$$

que al utilizarse en la condición de vaciamiento de mercado de vivienda implica

$$n_1 = \frac{Hw_1^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}}{H(w_1^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} + w_2^{\frac{1-\alpha}{\alpha}})} = \frac{1}{1 + \left(\frac{w_2}{w_1}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} \quad (11)$$

Las diferencias de salario inducen a que se localicen más hogares ahí donde los salarios son más altos: $n_1 > 1/2$. Como la oferta es la misma en ambas regiones, ello implicaría que el consumo de vivienda será menor en la primera región, que en la segunda (que las unidades de consumo de vivienda por hogar serán más pequeñas en la primera región que en la segunda).¹⁶

Un ejercicio similar se puede realizar comparando diferentes dotaciones iniciales de vivienda. Por ejemplo, supongamos que $H_1 < H_2$ y definamos $k = H_1/H_2$. Es directo demostrar a partir de la ecuación (3) que el número de hogares en la localidad 1 será igual a

$$n_1 = \frac{k}{k + \left(\frac{w_2}{w_1}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}} = \frac{1}{1 + \left(\left(\frac{w_2}{w_1}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}/k\right)} \quad (12)$$

Por lo tanto, para que se mantenga $n_1 > 1/2$ se tiene que cumplir que $\left(\frac{w_2}{w_1}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} < k$.

3.2 Crecimiento de precios en el tiempo

El modelo también permite hacer predicciones respecto a las diferencias en los crecimientos en los precios de vivienda en el tiempo. Esto es directo de la ecuación 9.

En efecto, si γ_i y γ_j denotan el crecimiento en los precios de vivienda, y g_i y g_j los

¹⁶Una interpretación posible de este resultado es que el tamaño promedio de las casas por hogar será menor en la primera localidad que en la segunda.

crecimientos de salarios en las localidades i y j , respectivamente, entonces

$$\frac{1 + \gamma_i}{1 + \gamma_j} = \left(\frac{1 + g_i}{1 + g_j} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (13)$$

Es decir, por cada punto porcentual que crezca el ingreso en la región i por sobre el de la región j , los precios de arriendo en i crecerán aproximadamente $1/\alpha$ puntos porcentuales más que en la región j .

4 Contraste empírico del modelo

En la sección precedente presentamos un modelo simple que relaciona las diferencias de precios de arriendo de viviendas a través de regiones, con las diferencias de salarios entre ellas, prediciendo que las diferencias entre los arriendos reflejan de forma desproporcionada las diferencias de ingresos laborales. En esta sección implementamos un contraste empírico de esta predicción a partir de información de las encuestas EPS para distintos años (2004, 2006 y 2009, respectivamente), siguiendo de cerca la metodología en [Davis and Ortalo-Magné \(2011\)](#).

Primero construimos medidas de ingresos laborales (salarios) y de precios de arriendos representativas de cada región. Para el caso de ingreso usamos una medida de ingreso laboral o salario regional, que es comparada con un salario de referencia nacional. Este último lo definimos como el promedio de los salarios regionales. Paralelamente, y de forma análoga, obtenemos los precios de arriendo por región.

La construcción de medidas regionales de salarios parte por fijar la unidad de trabajo que comparamos a través de éstas. Para este objetivo consideramos regresiones à la Mincer ([Mincer \(1960\)](#)) con datos por región. Tomamos como variable

dependiente el logaritmo del salario, el cual es regresado sobre las siguientes variables explicativas: educación, género, experiencia y experiencia al cuadrado. El estimador utilizado es MCO.¹⁷ Al mismo tiempo, definimos al trabajador promedio nacional como aquel con el valor mediano en cada una de las variables explicativas en la regresión de salarios. Usando estas medianas y los parámetros estimados para cada región, finalmente, computamos el salario por región. El ingreso laboral nacional, en último término, que corresponde a la base con respecto a la cual vamos a comparar los salarios regionales, es obtenido usando la siguiente expresión

$$\bar{w} = \exp \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \log(w_j) \right) \quad (14)$$

De forma análoga, para comparar los precios de arriendo a través de regiones fijamos la unidad de vivienda. Definimos una vivienda representativa como un inmueble con dos habitaciones, un living, una cocina y un baño. A partir de esta información regresionamos, con datos de cada región, el logaritmo del gasto en vivienda como variable dependiente, controlando por los observables antes mencionados.¹⁸ Esto nos permite finalmente obtener el precio de arriendo promedio nacional \bar{r}

$$\bar{r} = \exp \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \log(r_j) \right) \quad (15)$$

De forma crucial, y de manera complementaria a la estimación hasta aquí descrita, a partir de la información de salarios construimos una predicción del arriendo

¹⁷El ajuste del modelo promedio (promedio simple a través de regiones) es de aproximadamente un 40%.

¹⁸El ajuste de esta especificación varía entre un 15% y 40% a través de las distintas regiones.

promedio por unidad de vivienda de cada región, según el modelo. Esta predicción es comparada con los precios de arriendo obtenidos según la metodología descrita en los párrafos precedentes.

De acuerdo al modelo, a partir de la ecuación (9) podemos escribir el precio de vivienda de cualquier región i como:

$$\log(r_i) - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \log(r_j) = \frac{1}{\alpha} \left[\log(w_i) - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \log(w_j) \right] \quad (16)$$

Es decir, la diferencia entre el arriendo promedio de una región i respecto del promedio de arriendos, a través de regiones, es una función lineal de la diferencia entre el salario promedio en la región i y el ingreso laboral promedio nacional a través de regiones.

Usando $\alpha = 0.21$, estimado para Chile en la primera parte del artículo, podemos construir el precio de arriendo esperado para cada región, usando la siguiente forma reducida

$$\hat{r}_i = \bar{r} \left(\frac{w_i}{\bar{w}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (17)$$

donde \bar{r} y \bar{w} corresponden al arriendo promedio a través de regiones del hogar mediano y el salario promedio a través de regiones del trabajador mediano, respectivamente.¹⁹²⁰

¹⁹Para predecir el precio de vivienda para cada región asumimos que en todas las regiones se mantiene constante la o las unidades de viviendas consumidas.

²⁰Notar que la predicción del modelo es sobre los precios de arriendo por unidad de vivienda consumida, lo que difiere de los precios de vivienda observado en los datos (siendo la vivienda un bien, en la práctica, bastante indivisible). Evidentemente no existe forma de observar en los datos exactamente la unidad de consumo de vivienda. La estrategia consiste en comparar casas “tipos”

Los resultados para el año 2009 son presentados en la tabla 4. La segunda y tercera columna en la tabla muestran el gasto de vivienda y el salario estimado para cada región, respectivamente. Estas columnas reportan los ingresos y arriendos según los datos. La cuarta columna muestra la predicción del precio de vivienda usando el modelo, asumiendo que comparamos viviendas idénticas a través de regiones. El error e_i es definido como $e_i = r_i - \hat{r}_i$ y está reportado en la última columna de la tabla.

Región	r_i	w_i	\hat{r}_i	$e_i = r_i - \hat{r}_i$
I	115,807	407,099	64,234	51,573
II	157,287	579,986	320,982	-163,695
III	88,684	463,737	116,121	-27,437
IV	73,756	406,342	63,693	10,063
V	78,592	423,668	77,005	1,587
VI	73,063	471,008	124,630	-51,567
VII	57,226	397,625	57,714	-488
VIII	76,940	423,942	77,231	-291
IX	67,816	364,767	38,996	28,821
X	88,149	418,280	72,653	15,496
XI	191,994	430,437	82,758	109,236
XII	146,110	498,369	161,097	-14,987
R.M	102,654	528,557	210,466	-107,813
Promedio	101,391	447,217	112,891	-11,500
Desviación Estándar	40,457	59,478	78,355	68,376

Tabla 2: Predicción del precio de arriendo EPS 2009

(con variables o características del hogar observables en los datos que mantenemos constante a lo largo de la comparación entre regiones). Esta es una forma de uniformar la unidad de vivienda consumida, que no podemos observar directamente, y acercarnos así a la unidad de vivienda consumida. Agradecemos a Rodrigo Alfaro el haber llamado nuestra atención respecto a este punto.

En promedio, la predicción según el modelo subestima el arriendo promedio en 11.500 pesos, es decir un error de -11%. La desviación estándar de esta predicción, sin embargo, es alta (cercana a 70 mil pesos, que equivale a cerca de un 70 % del valor del arriendo promedio). En este ejercicio es importante tener en cuenta que hemos basado toda la predicción en un solo observable (el salario) y en el parámetro sobre el gasto en vivienda como proporción del ingreso laboral. El error es notoriamente más bajo en algunas regiones específicas, como la cuarta, quinta, séptima, octava, décima y décimo segunda. En particular, llama la atención que el error es menor al 1% en las regiones séptima y octava. A simple vista, el error pareciera estar correlacionado con la latitud de las regiones, la actividad económica específica, la densidad y otros observables estructurales que sería interesante incorporar al análisis. En el gráfico 2 mostramos la dispersión de los datos por regiones y en la recta la relación entre los arriendos y los salarios según el modelo y el parámetro α . Esta es otra forma de presentar la información contenida en la tabla 2.

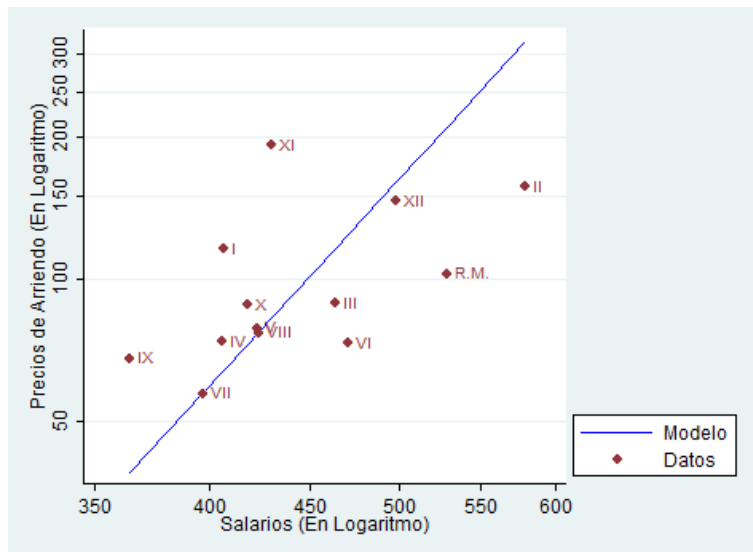


Gráfico 2: Predicción lineal del modelo (EPS 2009).

El resultado es similar cuando realizamos el mismo ejercicio con datos de encuestas pasadas (ver tablas 3 y 4), aunque notamos una menor dispersión en las encuestas más recientes (ver gráficos 3 y 4).

¿Guarda alguna relación el error del modelo, e_i , con la evolución de la oferta de viviendas? Si bien es cierto que el modelo está construido para comprender efectos de demanda sobre el precio (en el corto plazo), para una oferta fija, también demostramos más atrás que cambios en la oferta de vivienda sí producen migración de hogares que gatillan cambios de precios de arriendo entre regiones. A continuación indagamos esta posibilidad, proveyendo un primer análisis del rol de la oferta en el contexto del modelo discutido entre este trabajo.

Región	r_i	w_i	\hat{r}_i	$e_i = r_i - \hat{r}_i$
I	99,938	337,050	34,123	65,815
II	120,733	479,489	169,388	-48,656
III	77,876	447,902	124,267	-46,392
IV	61,409	352,593	41,883	19,526
V	74,565	380,511	59,220	15,346
VI	73,232	414,581	87,448	-14,216
VII	53,203	368,961	51,477	1,726
VIII	65,929	377,806	57,331	8,598
IX	78,249	323,948	28,496	49,753
X	90,738	404,497	78,188	12,550
XI	95,838	483,791	176,407	-80,568
XII	79,007	489,382	185,866	-106,858
R.M	106,601	490,949	188,586	-81,985
Promedio	82,871	411,651	98,668	-15,797
Desviación Estándar	19,081	60,686	61,739	53,047

Tabla 3: Predicción del precio de arriendo EPS 2006

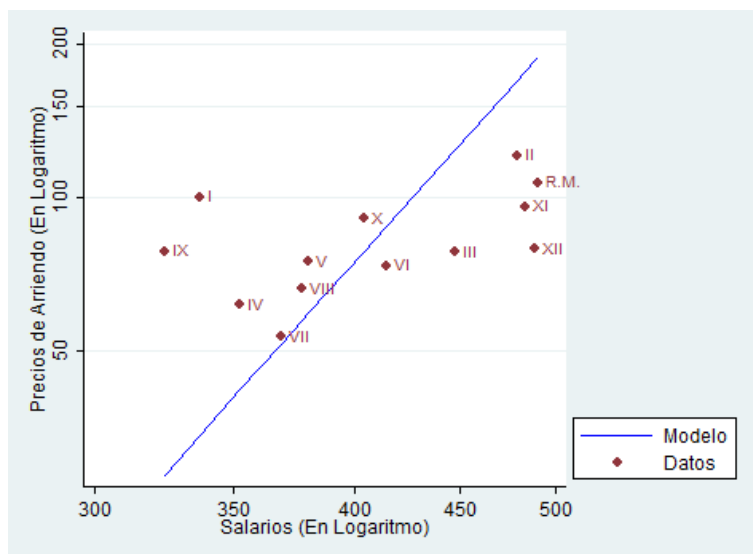


Gráfico 3: Predicción lineal del modelo (EPS 2006)

Región	r_i	w_i	\hat{r}_i	$e_i = r_i - \hat{r}_i$
I	95,697	338,978	47,649	48,048
II	104,507	438,493	153,530	-49,023
III	66,606	357,742	60,871	5,735
IV	69,734	361,067	63,485	6,249
V	69,370	359,111	61,937	7,433
VI	70,915	404,582	106,488	-35,573
VII	50,644	304,941	29,455	21,189
VIII	62,312	338,394	47,277	15,035
IX	62,534	317,014	35,141	27,393
X	92,378	364,861	66,574	25,804
XI	89,556	432,866	144,777	-55,221
XII	91,272	456,131	183,671	-92,399
R.M	89,612	458,966	188,918	-99,306
Promedio	78,087	379,473	91,521	-13,433
Desviación Estándar	16,390	52,744	57,023	47,696

Tabla 4: Predicción del precio de arriendo EPS 2004

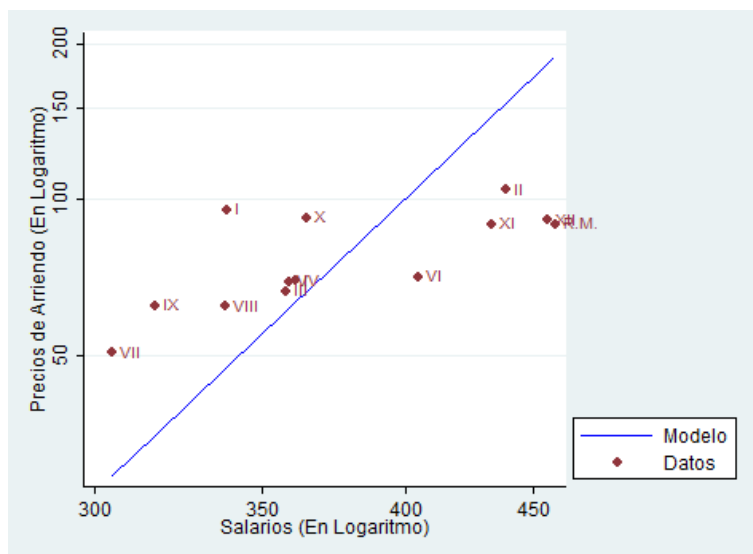


Gráfico 4: Predicción lineal del modelo (EPS 2004).

Evaluación de la predicción a través de encuestas y el rol de la oferta

Otra forma de contrastar el modelo con la información de las encuestas es a través del tiempo (encuestas). Como vimos en las sucesivas tablas y gráficos de puntos de la sección anterior, observamos que el ajuste del modelo para una determinada región cambia a lo largo de las encuestas.

Una forma resumida de comparación temporal es construyendo indicadores agregados (a nivel de país) de salarios y precios de arriendo. El modelo predice que el crecimiento del indicador de precios agregado guarda relación con el crecimiento promedio de los salarios. En efecto, esto es directo a partir de la siguiente ecuación,

$$r_i = \frac{\alpha w_i^{\frac{1}{\alpha}}}{\left(\sum_{k=1}^N H_k w_k^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \right)} \quad (18)$$

según la cual un aumento uniforme en los salarios a través de regiones implica un aumento porcentual equivalente y uniforme en los precios de arriendo de todas las regiones, de modo de mantener los hogares en las regiones en las que se encontraban antes del aumento de salarios. Esto implica que un indicador de precios de arriendo simple aumentaría en igual medida que la inflación de los salarios.

Este resultado deja de ser cierta cuando el crecimiento de los salarios es dispar a través de regiones, pero tomando en consideración un indicador de precios ponderado por el número de hogares por región, es posible demostrar que la relación es

proporcional.²¹ Esto es lo que hacemos a continuación.

En el gráfico 5 presentamos los indicadores agregados (país) de salarios y precios de arriendo. Estos indicadores son promedios ponderados por tamaño de las regiones, según lo discutido más arriba. Estos promedios se pueden obtener fácilmente a partir de las tablas 2, 3 y 4, para cada encuesta. Para los datos en la tabla computamos las tasas de crecimientos anuales promedios de estos indicadores a través de encuestas. De este modo, obtenemos el crecimiento de los salarios y arriendos para el periodo 2004-2006 y para el periodo 2006-2009.

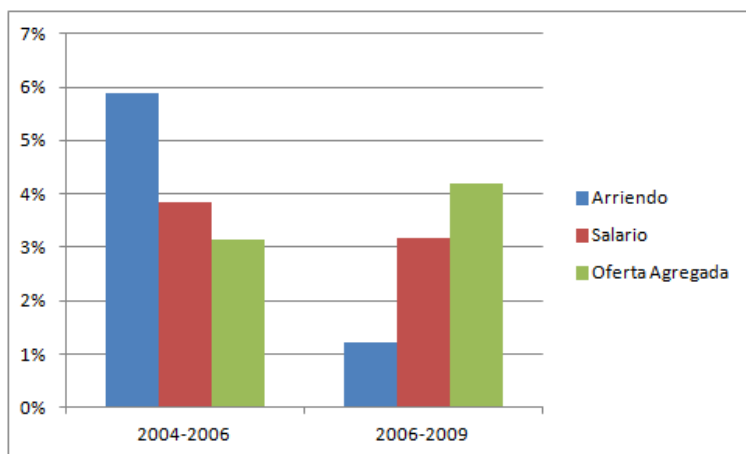


Gráfico 5: Variación anual promedio del arriendo, salario y oferta disponible, para los periodos 2004-2006 y 2006-2009. Fuente: EPS y Ministerio de Vivienda y Urbanismo de Chile.

²¹Si en todas las regiones están aumentando los salarios de igual forma, salvo en la región j , vamos a observar un despoblamiento de ésta última, a medida que los hogares que allí inicialmente residían migran a otras regiones. Un promedio simple del precio de arriendo a través de regiones sub-estimaré el aumento de los arriendos mientras no tome en cuenta este efecto predicho por el modelo. El indicador agregado de precios debe controlar por el número de habitantes por localidad.

Notamos que los crecimientos en los salarios no difieren mucho respecto a los de los precios de arriendo en el primer periodo (entre la EPS 2004 y la EPS 2006). Para el segundo periodo, sin embargo, los salarios crecen más que los precios de arriendo, lo que parece contradecir el modelo en el segundo periodo. Como primer aporte para explicar este resultado, comparamos estos crecimientos con las tasas de crecimiento del arriendo y de los salarios con el comportamiento de la oferta disponible para el periodo correspondiente. Para ello usamos información de los permisos autorizados de nuevas obras para cada año²² e información del *stock* de propiedades para el año 2002 a partir del Censo 2002. Para reflejar el ciclo de oferta de la vivienda, esto es la duración entre la aprobación y comienzo de obras de una vivienda y su habilitación para su habitación, usamos el rezago del crecimiento de las obras aprobadas. Para el periodo 2004-2006 utilizamos el flujo de obras nuevas entre 2003-2005 y para el periodo 2006-2009 utilizamos el flujo de obras entre 2005-2008. El supuesto implícito sobre la duración (de 1 año), está basado en estimaciones de este parámetro en Quigley (1999). En este trabajo (tabla 2, página 5) se reporta el promedio del flujo anual de viviendas habilitadas para su uso en Estados Unidos (promedio a través de ciudades durante el periodo 1986-1994), llamado *Housing Starts*, que comparamos con el número promedio de permisos aprobados en un año en el mismo periodo (*Residential Construction Permits*). Esta razón es de aproximadamente 8 meses. Nuestro supuesto tampoco se aleja a la duración promedio reportada en el último

²²Fuente: Observatorio Habitacional del Ministerio de Vivienda y Urbanismo de Chile: www.observatoriohabitacional.cl.

informe de la Cámara Chilena de la Construcción, que cifra el tiempo entre que una obra se comienza a ejecutar y su término entorno a los (ver Informe 38, en www.cchc.cl) 12 meses.

Observamos que al comparar ambos periodos el crecimiento de la oferta es superior al crecimiento de los salarios y precios de arriendo durante el periodo 2006-2009, sugiriendo que para tal periodo la evolución de estos obedece, proporcionalmente, más a factores de oferta que de demanda. Lo contrario sucede en el periodo anterior, 2004-2006, en el que el crecimiento de la oferta es moderado cuando comparado al de los salarios. En consecuencia, la relación entre ingresos laborales y precios de arriendo en el tiempo en Chile, de acuerdo a la evidencia provista por las encuestas EPS, está mediada por efectos de oferta.²³

5 Conclusiones

Usando información de precios de arriendo contenida en las Encuestas de Protección Social (EPS) 2004, 2006 y 2009, hemos podido establecer en este trabajo algunos resultados de interés en la perspectiva de explicar diferencias de precios a través

²³Un análisis temporal de la relación entre salarios y precios de arriendo, por región, y a través de encuestas, es realizada en el apéndice. Allí comparamos el crecimiento de los salarios y precios de arriendo de cada región respecto a los salarios y arriendos de la región del Bío Bío (ver 6 en apéndice). La elección de esta región no es al azar. Se trata de la región en la que la discrepancia entre lo predicho por el modelo y los datos es menor. De este modo, cualquier incongruencia en el tiempo entre el modelo y los datos para cualquier otra región estará reflejando errores de predicción de esa región en particular, no estando estos influenciados en gran medida por los errores de predicción en la octava región. Encontramos en efecto que en muchas regiones las predicciones no son inconsistentes con el modelo (por ejemplo la cuarta, quinta y séptima), y que los cambios entre encuestas obedecen a los signos esperados según el modelo: aumentos en los salarios de la región respecto a la octava, inducen aumentos más que proporcionales en los precios de arriendo de dicha región respecto a la octava. Sin embargo, y acorde con las diferencias ya discutidas en la primera parte de esta sección, en muchas regiones (RM, sexta y novena), esta relación deja de ser clara y robusta en el tiempo.

de localidades geográficas en Chile. Tanto los datos como la metodología aplicada no habían sido explotados para analizar evidencia sobre esta materia en Chile. Los resultados permiten cualificar con más información la evolución reciente de los precios de vivienda en Chile, estableciendo una relación entre las diferencias salariales por región y la alta heterogeneidad reportada en los precios de arriendos entre estas mismas.

El primer resultado a destacar es que la evidencia obtenida a partir de las EPS sugiere que el gasto en vivienda de los hogares, como proporción del ingreso, presenta una distribución relativamente estable a través de hogares de distintas regiones en Chile, y en el tiempo, situándose este en torno a 21%. De acuerdo con esta evidencia, hemos analizado desde un punto de vista empírico, las predicciones de un modelo sencillo de localización con preferencias Cobb-Douglas entre consumo de vivienda y otros bienes. Encontramos que en varias regiones los diferenciales de precios de arriendo están correlacionados con las diferencias de salarios. En otras regiones esta relación es menos clara. La diferencia de la relación entre precios de arriendo y de salarios, a través de regiones, puede explicarse por cambios en la oferta de viviendas a través del tiempo, como demostramos hacia el final del artículo.

El presente artículo ofrece un punto de partida para el análisis de factores explicando el nivel y la evolución de los precios de arriendos a través de regiones, ligando estos a un solo observable: el ingreso laboral de las familias. Vemos numerosas extensiones a partir de este punto de partida. Sería interesante, por ejemplo, estudiar con mayor detalle el rol que tiene la oferta en la evolución de precios, siguiendo la estrate-

gia seguida aquí y el marco interpretativo entregado por el modelo de Roback. Otra extensión posible es estudiar la heterogeneidad de precios de vivienda a través de comunas, especialmente en la región Metropolitana. Si bien la interpretación teórica considerada aquí explota los altos costos de movilización entre localidades (que impiden el arbitraje de salarios y arriendos al mismo tiempo), lo que es relativamente una consideración menor en la comparación de comunas localizadas en una misma urbe, es posible interpretar las fuentes de trabajo como polos o núcleos de la ciudad respecto a los cuales las comunas se ubican a diferentes distancias. Habiendo diferencias apreciables en los costos de transporte (que pueden o no asociarse a la distancia entre el lugar de residencia del hogar y los polos de empleo), es posible considerar un modelo con segregación en el que diferencias de salarios entre comunas, ajustadas por costos de movilización, expliquen diferencias de arriendo más que proporcionales entre comunas. Finalmente, otra extensión del trabajo sería investigar el impacto de las relaciones aquí establecidas entre diferencias regionales de ingreso y diferencias de arriendo sobre indicadores de precios agregados, y su evolución temporal.

Referencias

- Patricio Aroca and Esteban López. “Estimación de la inflación regional de los precios de la vivienda en Chile”. *El Trimestre Económico*, LXXIX(3)(315):459–485, 2012.
- Morris Davis and Francois Ortalo-Magné. “Household expenditures, wages, rents”. *Review of Economic Dynamics*, 14:248–261, 2011.
- Jan Eeckhout. “Gilbrat’s law for all cities”. *American Economic Review*, 95:1429–1451, 2004.
- Fernando Ferreira and Joseph Gyourko. “Anatomy of the Beginning of the Housing Boom: U.S. Neighborhoods and Metropolitan Areas, 1993-2009”. *NBER Working Paper*, 2011.
- Jacob Mincer. “Labor Supply, Family Income, and Consumption”. *The American Economic Review*, 77:574–583, 1960.
- Stijn Van Nieuwerburgh and Pierre-Olivier Weil. “Why has House Price Dispersion Gone Up?”. *Review of Economic Studies*, 77:1567–1606, 2010.
- Francois Ortalo-Magné and Sven Rady. “Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shock and Credit Constraints”. *Review of Economic Studies*, 73:459–485, 2006.
- John Quigley. “Real Estate Prices and Economic Cycles”. *International Real Estate Review*, 2(1):1–20, 1999.

Jennifer Roback. “Wages, Rents, and the Quality of Life ”. *Journal of Political Economy*, 90(4):1257–78, 1982.

Randal Verbrugge. “The puzzling divergence of rents and user costs, 1980-2004”. *Review of Income and Wealth*, 54:671–699, 2009.

spanish

6 Apéndice

Región	P25	Mediana	P75	Ingreso	Hogares
I	0.14	0.22	0.42	614	261
II	0.14	0.22	0.38	665	382
III	0.1	0.16	0.25	580	183
IV	0.11	0.19	0.3	456	444
V	0.12	0.19	0.32	553	1116
VI	0.1	0.17	0.29	459	546
VII	0.11	0.16	0.31	433	586
VIII	0.12	0.19	0.33	496	1158
IX	0.12	0.2	0.33	599	589
X	0.13	0.2	0.34	686	740
XI	0.16	0.26	0.43	522	51
XII	0.13	0.18	0.3	651	85
RM	0.13	0.21	0.35	792	4259
Promedio	0.13	0.2	0.34	430	
Promedio Ponderado	0.13	0.2	0.34	469	
Desviación Estándar	0.02	0.03	0.05	54	
ES/Promedio	0.14	0.14	0.15	0.13	

Tabla 5: Gasto en Vivienda Sobre Ingreso EPS 2006.

Región	P25	Mediana	P75	Ingreso	Hogares
I	0.15	0.22	0.43	472	287
II	0.14	0.23	0.4	593	353
III	0.11	0.17	0.29	426	178
IV	0.1	0.17	0.27	565	452
V	0.14	0.23	0.38	419	1096
VI	0.11	0.18	0.28	387	561
VII	0.11	0.17	0.3	321	633
VIII	0.14	0.22	0.37	383	1228
IX	0.15	0.23	0.4	420	551
X	0.14	0.24	0.4	419	770
XI	0.15	0.26	0.48	395	58
XII	0.14	0.21	0.4	574	110
RM	0.15	0.23	0.39	584	4330
Promedio	0.13	0.21	0.37	380	
Promedio Ponderado	0.14	0.22	0.37	396	
Desviación Estándar	0.02	0.03	0.07	76	
ES/Promedio	0.13	0.14	0.18	0.2	

Tabla 6: Gasto en Vivienda Sobre Ingreso EPS 2004.

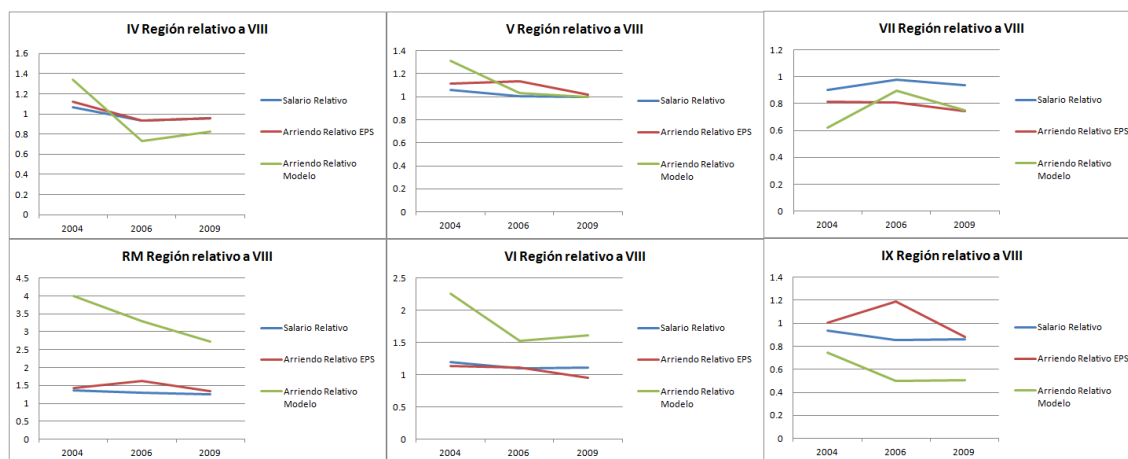


Gráfico 6: Variación del arriendo, ingreso y oferta disponible para 2004-2006 y 2006-2009. Fuente: EPS y Ministerio de Vivienda y Urbanismo de Chile.

<p>Documentos de Trabajo Banco Central de Chile</p> <p>NÚMEROS ANTERIORES</p> <p>La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica:</p> <p>www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc.</p> <p>Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de Ch\$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: +56 2 26702231 o a través del correo electrónico: bcch@bcentral.cl.</p>	<p>Working Papers Central Bank of Chile</p> <p>PAST ISSUES</p> <p>Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from:</p> <p>www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper.</p> <p>Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for order inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: +56 2 26702231 or by email: bcch@bcentral.cl.</p>
--	---

DTBC – 780

Pass-Through, Expectations, and Risks. What Affects Chilean Banks' Interest Rates?

Michael Pedersen

DTBC – 779

Fiscal Policy, Sectoral Allocation, and the Skill Premium: Explaining the Decline in Latin America's Income Inequality

Juan Guerra-Salas

DTBC – 778

Calvo Wages vs. Search Frictions: A Horse Race in a DSGE Model of a Small Open Economy

Markus Kirchner y Rodrigo Tranamil

DTBC – 777

Commodity Prices, Growth and Productivity: A Sectoral View

Claudia De la Huerta y Javier García-Cicco

DTBC – 776

Use of Medical Services in Chile: How Sensitive are The Results to Different Econometric Specifications?

Alejandra Chovar, Felipe Vásquez y Guillermo Paraje

DTBC – 775

Traspaso de Tipo de Cambio a Precios en Chile: El Rol de los Insumos Importados y del Margen de Distribución

Andrés Sansone

DTBC – 774

Calibrating the Dynamic Nelson-Siegel Model: A Practitioner Approach

Francisco Ibáñez

DTBC – 773

Terms of Trade Shocks and Investment in Commodity-Exporting Economies

Jorge Fornero, Markus Kirchner y Andrés Yany

DTBC – 772

Explaining the Cyclical Volatility of Consumer Debt Risk

Carlos Madeira

DTBC – 771

Channels of US Monetary Policy Spillovers into International Bond Markets

Elías Albagli, Luis Ceballos, Sebastián Claro y Damián Romero

DTBC – 770

Fuelling Future Prices: Oil Price and Global Inflation

Carlos Medel

DTBC – 769

Inflation Dynamics and the Hybrid Neo Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile

Carlos Medel

DTBC – 768

The Out-of-sample Performance of an Exact Median-unbiased Estimator for the Near-unity AR(1) Model

Carlos Medel y Pablo Pincheira

DTBC – 767

Decomposing Long-term Interest Rates: An International Comparison

Luis Ceballos y Damián Romero

DTBC – 766

Análisis de Riesgo de los Deudores Hipotecarios en Chile

Andrés Alegría y Jorge Bravo



BANCO CENTRAL
DE CHILE

DOCUMENTOS DE TRABAJO • Marzo 2016