

ESTIMACIÓN DE LA INFLACIÓN REGIONAL DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA EN CHILE*

*Esteban López y Patricio Aroca***

RESUMEN

La inflación ha sido permanentemente estudiada en Chile por sus efectos negativos en la economía; sin embargo su investigación es escasa por región, porque ha primado el supuesto de que las economías regionales tienen un comportamiento homogéneo respecto a la inflación. Extendiendo la metodología de Paredes y Aroca (2008) al plano temporal y utilizando información de inflación nacional producida por el Instituto Nacional de Estadísticas, este artículo contribuye con una estimación de la inflación de los precios de las viviendas de las regiones chilenas. Los resultados sugieren que las regiones además de tener distintos costos de vida (más altos para las regiones extremas que para las del centro), muestran una evolución con velocidades diferentes. Esto sugiere que la elaboración de políticas habitacionales (y potencialmente en todos los sectores) destinadas a reducir la inflación tengan efectos heterogéneos en el territorio y sean menos eficaces de las que podrían formularse considerando las diferencias inflacionarias entre las regiones.

ABSTRACT

Inflation has been constantly studied at national level because its negative effects over the economy, however this problem has generally been ignored at regional scale, mainly because the assumption that regions have a homogeneous inflation behavior. Expanding the Paredes and Aroca (2008) methodology to the temporal dimension

* *Palabras clave:* Inflación regional, índices de precios, comparación temporal y comparación espacial, regresión de precios hedónicos. *Clasificación JEL:* R30, R12. Artículo recibido el 26 de mayo y aceptado el 5 de septiembre de 2011.

** Universidad Católica del Norte (correo electrónico: elopec@ucn.cl). P. Aroca reconoce y aprecia el apoyo financiero del Proyecto 1111061 de Fondecyt, Chile.

and using National Statistics Institute (INE) data, this paper contributes with an estimation of regional housing inflation for Chilean regions. Main results suggest that regions besides bear different cost of living (higher for extreme regions than those in the center), are also showing heterogeneous speed in their price evolution process. This result suggests that effects of housing policies (and potentially other sectors policies) are heterogeneous between regions and more inefficient than those that could be implemented when taking account of the different regional inflation pattern.

INTRODUCCIÓN

La inflación, entendida como el aumento sostenido y generalizado de los precios en una economía, ha sido ampliamente estudiada por los diversos efectos negativos que tiene en el crecimiento económico, tales como la erosión de los ingresos, la distribución de los mismos, la distorsión de los precios relativos, entre otros. Sin embargo, la inflación ha sido estudiada en la mayoría de los casos a nivel nacional, desconociendo que las regiones y su característica heterogeneidad, tanto en su estructura productiva, como en su geografía, afectan los precios que generan distintas inflaciones y por ende distintas consecuencias para los habitantes de cada región (Armstrong y Taylor, 2000).

A pesar de que teóricamente las tasas de inflación de las regiones deberían tender a convergir en el largo plazo hacia la tasa nacional (Maclean, 1994), la evidencia empírica presentada en la bibliografía refuta este supuesto teórico, que revela una serie de causas para explicar la persistencia en los diferenciales en la inflación de las regiones (Arnold y Kool, 2004; Cecchetti *et al*, 2002). Esta heterogeneidad en las tasas de inflación regionales implica potenciales diferenciales en los efectos directos en las economías locales (crecimiento económico, erosión de los ingresos y ahorros, etc.), así como también en los efectos de políticas nacionales, como la monetaria y fiscal (Carlino y DeFina, 1996; Arnold y Kool, 2004).

En el caso chileno la inflación se mide por medio de la variación en el índice de precios al consumidor (IPC), calculado por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Esta medida careció de componente regional en su cálculo hasta 2009,¹ considerando únicamente la canasta y los precios de la Región Metropolitana. La elección de tomar una región como representativa de la variación de los precios de todo un país revela una visión espacialmente cie-

¹ En 2010 el INE introdujo una nueva metodología para el cálculo del IPC nacional que considera el levantamiento de precios en las capitales regionales.

ga del comportamiento de los precios en el territorio por parte de la autoridad, que soslaya la existencia de regiones con distintos precios y procesos inflacionarios. En este contexto, este artículo se enfoca en uno de los componentes del IPC, la caracterización y evolución de los precios regionales de las viviendas, como evidencia de la heterogeneidad espacial y temporal de los precios de los inmuebles.

La principal contribución de este artículo es la extensión temporal de la metodología expuesta en Paredes y Aroca (2008), en la que se construyen índices de precios hedónicos obtenidos luego de construir muestras quasi experimentales en un contexto espacial. Para este efecto se utilizan los datos de la encuesta chilena de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), para 2000, 2003, 2006 y 2009. La inflación del precio de vivienda es luego calculada a partir de la variación temporal de los índices espaciales de precios de vivienda, utilizando el marco teórico propuesto por Hill (1999, 2004). En este contexto, los índices espaciales de Fisher de cada año son vinculados por medio de una región pivote (Región Metropolitana) que posee estimaciones temporales del índice de precios, proceso que se conoce como SCG^{MTS} (*rm*)², método espacialmente congruente de comparaciones bilaterales con base en un gráfico de extensión mínima (*Minimum Spanning Trees*). Finalmente los resultados sugieren que además de la heterogeneidad espacial mostrada antes, existe heterogeneidad temporal en la velocidad y magnitud del cambio de los índices de precios de vivienda.

La organización de este artículo queda como sigue. La sección I presenta una revisión de la bibliografía relativa al estudio de la inflación nacional y subnacional con particular hincapié en precios de vivienda. En la sección II se desarrolla la metodología y se describe los datos utilizados tanto para la estimación de los índices de precios de la vivienda, como para el cálculo de la inflación regional de éstas. La sección III presenta los resultados y finalmente se concluye y analiza los posibles efectos de la existencia de inflación regional en el precio de viviendas heterogéneas en Chile.

I. DE LA INFLACIÓN NACIONAL A LA REGIONAL

La inflación ha sido estudiada ampliamente por los diversos efectos que tiene en el crecimiento económico, tales como la erosión de los ingresos, la

² Método espacialmente congruente basado en un gráfico recubierto mínimo usando la Región Metropolitana como pivote.

redistribución, la distorsión de los precios relativos, entre otros. En particular, la bibliografía enfocada al análisis de la relación entre la inflación y la variabilidad de los precios relativos internacionales y nacionales ha sentado las bases teóricas que han motivado el análisis de los precios a unidades político-administrativas de menor importancia, como las regiones.

En la bibliografía que analiza la relación entre la inflación y la variabilidad de los precios relativos, los artículos de Vining y Elwertowski (1976), Blejer y Linderman (1980), Fischer (1981) y Leser (1983) reúnen buena parte del análisis. Particularmente Fischer (1981) se destaca por hacer una revisión extensiva del trabajo anterior realizado en el análisis de este ámbito y los principales enfoques teóricos usados para vincular estos dos fenómenos y sus efectos en términos de bienestar, asignación de recursos, efectividad de políticas y otros.

Entre los principales resultados de estos estudios se señala la imposibilidad de establecer una relación sencilla y directa entre variación de precios relativos e inflación, principalmente debido a la naturaleza múltiple de sus fuentes (Fischer, 1981), lo que implica que dicha relación pueda cambiar dependiendo de los choques y la coyuntura del periodo en análisis, los que a su vez son variables en el tiempo y espacio.

Estudios anteriores señalan que la relación entre inflación y el cambio de los precios relativos, así como sus efectos negativos en la economía, depende del contexto temporal y espacial. Desde aquí, los trabajos posteriores se enfocaron en probar la hipótesis de convergencia o “ley de un solo precio” inicialmente entre países en el marco de los estudios de paridad del poder de compra (PPP)³ (Pasrley y Wei, 1996; Frankel y Rose, 1996; Lothian, 1997).

Más tarde y sobre todo a partir de la creación de la Unión Monetaria Europea, los estudios de los diferenciales de precios y la contrastación de la hipótesis de convergencia se hicieron más frecuentes, en su mayoría basados en la preocupación por los efectos de las diferenciales de precios e inflación con el nuevo régimen monetario común (Alberola y Marqués, 1999, y Alberola, 2000). Tanto las aportaciones teóricas como metodológicas ayudaron al desarrollo de estudios de carácter intranacional.

Los trabajos de Cecchetti *et al* (2002) y Rogers (2001), entre otros, presentan evidencia de la lentitud de la convergencia de los precios regionales, que fue de nueve años aproximadamente para el caso de 19 ciudades en los

³ Power Purchase Parity.

Estados Unidos. Estos trabajos se caracterizan por contar con fuentes de información adecuadas para el estudio de los precios en las regiones, permitiendo así que el análisis se enfoque en la búsqueda de las causas y determinantes de las diferenciales de precios e inflación (Arnold y Kool, 2004; Andrés *et al.*, 2003; Canzoneri *et al.*, 2006).

A diferencia del caso anterior, la Unión Monetaria Europea y los países en desarrollo han tenido que lidiar con la carencia de estadísticas con las características suficientes para estudiar los diferenciales de inflación, ya sea por la dificultad de conciliar distintas metodologías de índices de precios (Unión Monetaria), o por la ausencia de estadísticas de precios regionales (países en desarrollo) (Südekum, 2009).⁴ Debido a estas dificultades la bibliografía debió avanzar en el desarrollo de metodologías capaces de subsanar este problema, mediante fuentes parciales de precios regionales en el caso de carencia de estadísticas completas.

La vivienda es un bien tradicionalmente usado para caracterizar la heterogeneidad de los precios de las economías regionales ante la ausencia de otras estadísticas, particularmente por varias razones relacionadas directa o indirectamente con lo señalado por Maclean (1994) y por Alberola (2000). A diferencia de los bienes comerciables, los bienes no comerciables, como la vivienda, debieran exhibir una menor convergencia de los diferenciales de precios regionales, la que está principalmente sujeta a la inmovilidad espacial y por tanto a un arbitraje menor que los bienes comerciables.

Esta menor capacidad de los bienes no comerciables para convergir, lejos de ser una razón negativa para el uso de la misma en el estudio de los precios y su dinámica en las economías regionales, ha sido evaluada como una característica única que permite caracterizar de manera más profunda los diferenciales de precios de las regiones al estar éstos determinados por las características locales y no contar con la volatilidad de los bienes comerciables (Maclean, 1994). Sin embargo, es importante destacar que a pesar de las características antes mencionadas, la vivienda aún es un sector con características muy específicas, que permite que la caracterización de los precios regionales por medio de este sector sea de carácter parcial y orientado a generar una idea de la evolución y el monto de precios en las regiones, por lo que deben ser usados con cautela, si se usan como medidas de la situación general de la economía regional.

⁴ El caso colombiano es la excepción en la América Latina.

Algunos ejemplos de estudios que han usado la vivienda en la caracterización de los precios de las economías regionales están centrados particularmente en dos ámbitos: *i)* el costo de vida regional, en el que las recientes aportaciones de Timmins (2006) y Südekum (2009) han brindado más pruebas de la utilidad de usar precios de la vivienda para la caracterización del costo de vida en las regiones, y *ii)* la relación de la inflación de vivienda con la inflación general, que se enfoca en mostrar pruebas de esta relación por medio del análisis de cointegración y causalidad (Stevenson, 2000); modelos de predicción que usan el marco conceptual DFM (*Dynamic Factor Model*) (Das, Gupta, y Kabundi, 2008), y construcción de modelos que integren una visión macro y micro para evaluar el fenómeno inflacionario regional (McAvinchey y Macleanann, 1982; Flemming y Nellins, 1983).

En el caso chileno en particular, si bien existe amplia evidencia de la caracterización de la inflación nacional (Morande y Rosende, 1995), existe pocas pruebas conocidas de la caracterización de los diferenciales regionales de precios y de la inflación. Marqués *et al* (2010) usan datos de panel de 98 bienes comerciables en 23 ciudades de Chile con el objetivo de indagar si factores espaciales, como la distancia y los costos de transporte, determinan la dinámica de la inflación en Chile. En el caso de los bienes no comerciables como la vivienda, las contribuciones de Paredes y Aroca (2008) y de Paredes (2011) proponen una metodología adecuada a la disponibilidad de los datos en Chile, para la creación de índices de precios de vivienda, que muestran gran heterogeneidad de los precios regionales de vivienda, para 2003 y 2006, respectivamente.

II. METODOLOGÍA Y DATOS

1. Aspectos metodológicos

Para caracterizar los precios de la vivienda se ha recurrido a distintas estrategias. Particularmente, Griliches (1961), Rosen (1974) y Muellbauer (1974) sientan las bases teóricas para el uso de las características hedónicas para determinar el precio de las viviendas (Diewert, 1988, y Griliches, 1988). Luego, desde los trabajos de Forret (1991) y Deaton (1998), se incorpora parcialmente la heterogeneidad geográfica en la construcción de un índice de precios de vivienda descomponiendo las diferenciales de precio y estableciendo el sesgo asociado a la heterogeneidad espacial. Más tarde y con



mayor disponibilidad de datos, Mills y Simenauer (1996) construyen un índice regional de precios de la vivienda para los Estados Unidos.

La importancia de eliminar el sesgo de la heterogeneidad espacial radica en la dificultad de comparar precios regionales con base en viviendas que tienen características físicas distintas en el espacio. Aquí, la metodología propuesta por Paredes y Aroca (2008) elimina este sesgo al usar el pareo de viviendas (o *matching*) para la comparación del precio de viviendas similares en dos regiones distintas. Mediante esta metodología para construir un índice regional de precios de vivienda aquí se propone la extensión temporal para los años 2000, 2003, 2006 y 2009, la que permite calcular las variaciones 2000-2003, 2003-2006 y 2006-2009, obteniendo una estimación de la inflación regional de vivienda.

A continuación se presenta las etapas metodológicas elaboradas para obtener los índices de precios espaciales de Fisher en el mercado de la vivienda, y para la utilización de éstos en la estimación de la inflación regional de precios de vivienda en Chile.

a) *Método de pareo* (*matching*). El pareo se encuentra clasificado dentro de los métodos cuasi experimentales de grupo de control. El propósito de esta técnica es la construcción de un grupo “tratado” y uno de “control” (Rubin, 1976), en el cual se buscan los elementos similares basados en sus características para reducir en la comparación las fuentes de diferencias que no provengan del tratamiento. En el caso de la comparación espacial de las viviendas, la distinción entre “tratadas” y “control” se hace con base en la ubicación de éstas en una región i y en la región de comparación, y su objetivo en este estudio es generar bases de datos de viviendas similares entre la región tratada y la de control. En este trabajo, se utilizará a la región i como la tratada, y a la Región Metropolitana (rm) como región de control, dado que ésta posee mayor cantidad de datos en donde buscar un clon.

Las formas de pareo pueden ser diferentes y varían de acuerdo con el criterio de búsqueda del clon. Caliendo y Kopeining (2005), Tood (2006) y Paredes (2011) proporcionan una extensa revisión de los distintos métodos de pareo, siendo el más recomendado para los datos de precio de viviendas en Chile, el pareo de Mahalanobis que usa *Propensity Scores con Caliper* (MMWPS).⁵ Este método inicialmente propuesto por Paredes y Aroca (2008), y luego mejorado por Paredes (2011), se basa en dos etapas:

⁵ Se utilizan las palabras originales en inglés por convención. Estas podrían ser utilizadas en el español como “puntuaciones de propensión o tendencia y calibrador”, respectivamente.

- i) Se estima un modelo *Probit* para calcular la probabilidad de que una vivienda pertenezca al grupo de las tratadas o de las no tratadas, lo que genera una medida continua dependiente de las características de las viviendas, es decir, el *Propensity Score*.
- ii) Las viviendas son pareadas considerando la cercanía de una vivienda en la región tratada con otra en la región de control teniendo en cuenta dos criterios: que la vivienda tratada tenga el *Propensity Score* más cercano a la de control, y que la distancia de Mahalanobis entre las características de la vivienda sea la mínima posible para el conjunto de datos.⁶

Este procedimiento da origen a bases de datos que contienen viviendas tratadas de una región i y sus clones encontrados en la Región Metropolitana (rm). Estas bases son utilizadas en las regresiones de precios hedónicos. Cabe destacar que estas bases ya se encuentran libres de la heterogeneidad espacial, por lo que los índices de precios que de ellas resulten estarán basados en viviendas espacialmente comparables.

b) *Regresión de precios hedónicos e índice espacial de precios de Fisher*. La siguiente etapa corresponde a la estimación del índice de precios espacial de Fisher con base en regresiones de precios hedónicos. El enfoque hedónico incorpora el precio de un bien como la suma de la valoración de sus características o atributos. En este caso, las regresiones hedónicas explican el precio de la vivienda en función de las características que estas poseen (Rosen, 1974). Estas regresiones se aplican a todas las regiones y se obtiene los parámetros (β_{0j}, β_{ji}) para las regiones tratadas, y $(\beta_{0rm}^i, \beta_{jrm}^i)$ para la región de control que en este caso es la Metropolitana. Estos parámetros son una estimación del precio de las características de las viviendas, los que son utilizados para construir el índice de precio de dicho sector.

Con base en Griliches (1961), el índice de precios espacial de Fisher ($F_{i/rm}$) se compone de la multiplicación los índices de precios de Paasche ($P_{i/rm}$) y Laspeyres ($L_{i/rm}$),

$$P_{i,rn} = \frac{p_i q_i}{p_{rn} q_i}, L_{i,rn} = \frac{p_i q_{rn}}{p_{rn} q_{rn}}, F_{i,rn} = \sqrt{P_{i,rn} * L_{i,rn}} \quad (1)$$

en los que los subíndices rn y i se utilizan para referirse a Región Metropolitana y al resto de las regiones, respectivamente. Por medio de esta espe-

⁶ En este procedimiento se utilizó el paquete psmatch2 de Stata.



cificación y con las estimaciones de precios hedónicos se obtiene la forma funcional [ecuación (2)] del índice de Fisher aquí estimado

$$F_{i/rm} = 0.5 \left[\ln(\bar{P}_i) - \left(\sum_{j=1}^J \beta_{jrm} \bar{x}_i \right) \right] + 0.5 \left[\ln(\bar{P}_{rm}) - \left(\sum_{j=1}^J \beta_{ji} \bar{x}_{rm} \right) \right] \quad (2)$$

en la que $\ln(\bar{P}_i)$ y $\ln(\bar{P}_{rm})$ corresponde al logaritmo del precio de las viviendas de la región i y de la región metropolitana respectivamente. Mientras que

$$\left(\sum_{j=1}^J \beta_{jrm} \bar{x}_i \right)$$

y

$$\left(\sum_{j=1}^J \beta_{ji} \bar{x}_{rm} \right)$$

corresponde a los atributos (j) de las viviendas de la región i y la metropolitana valorizadas a precios de la región metropolitana e_i , respectivamente.

Dado que este índice es relativo a la Región Metropolitana, Paredes y Aroca (2008) sugieren la comparación entre regiones dividiendo el índice de la región i , sobre el índice de la región j , para obtener el índice espacial de precios entre la región i y j . Esta operación algebraica entre los índices de Fisher se encuentra respaldada por su propiedad de índice superlativo (Diewert, 1978), que también permite la comparación temporal de un mismo índice calculado para dos años distintos.

c) *Inflación regional de precios de vivienda.* Tras el cálculo de los índices espaciales de Fisher para 2000, 2003, 2006 y 2009, se procede a estimar la inflación regional de la vivienda. Este procedimiento requiere vincular las estimaciones espaciales de cada año por medio de un punto (región) común. Para esto se ha utilizado el marco teórico propuesto por Hill (2004), creado originalmente para la comparación bilateral entre países, pero aquí adaptado para la comparación bilateral entre regiones de un mismo país. En particular se adopta el modelo SCG^{MTS}(rm), llamado método espacialmente consistente de comparaciones bilaterales con base en un gráfico recubierto mínimo (*Minimun Spanning Trees*).

En Hill (2004) se revisa de manera extensa los métodos conocidos para la estimación de la inflación regional en el contexto de los índices de precios

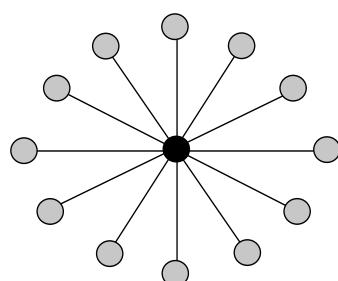
bilaterales construidos para los países de la Unión Monetaria Europea. Particularmente, se recomienda el uso del índice de Fisher por su característica de índice superlativo, lo que además garantiza la posibilidad de tener un índice que sea espacial y temporalmente consistente.

La consistencia espacial de los índices de Fisher fue demostrada por Diewert (1978), y se define como la capacidad de separar un índice general en series espacialmente comparables para cada año. Asimismo un índice es temporalmente consistente cuando puede ser separado en series temporalmente comparables entre unidades espaciales, las que están unidas de alguna manera (Hill, 2004). Estos criterios son importantes ya que permiten hacer comparaciones temporales y/o espaciales, las que pueden ser utilizadas como medidas de inflación (cambio relativo al tiempo) y de variación de costo de vida (cambio relativo al espacio), respectivamente.

Los índices de precios de Fisher estimados en este trabajo corresponden a índices espaciales (o de costo de vida) construidos para cada año (2000, 2003, 2006 y 2009). En este sentido se cuenta con índices espacialmente consistentes en cada año, en los que la comparación entre regiones (o bilateral) se ha hecho con base en un índice superlativo (Fisher) y respetando las características de un *spanning tree*, es decir, que las comparaciones entre regiones están vinculadas entre sí mediante un punto medio sin que exista ningún *loop* o bucle (Hill, 1999). De hecho, la manera en la que se estiman los índices espaciales de Fisher en cada año es de por sí compatible con la idea de un *spanning tree*, ya que en cada año cada región i es vinculada espacialmente con la Región Metropolitana (rm) sin que hayan vinculaciones entre regiones que antes no tengan que pasar por la Región Metropolitana.

FIGURA 1. Representaciones de Spanning Trees

Grafo de estrella



Grafo de cadena



FUENTE: Elaboración propia con base en Hill (1999).

(condición de no *loops*). En la figura 1, se presenta dos representaciones de *spanning trees* donde las regiones se han representado con nodos distinguiendo con color negro a la Región Metropolitana.

Si bien en Hill (1999) se sugiere que la forma del *spanning tree* sea determinada por medio de la aplicación del algoritmo de Kruskal obteniendo así un *spanning tree* que minimice la distancia entre los índices de Laspeyres y Paasche, esta recomendación tiene sentido sólo en los casos de comparaciones bilaterales entre países de una unión monetaria y no en comparaciones de regiones dentro de un mismo país. En otras palabras, en este artículo se ha optado por un *spanning tree*, en el que la Región Metropolitana sea el centro por dos razones que atienden a la naturaleza de los datos:

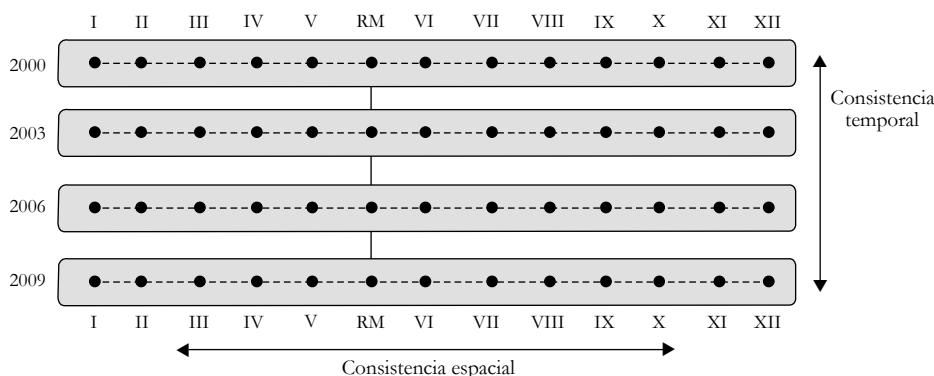
- i) La Región Metropolitana es la única zona con la que se cuenta con estimaciones oficiales de carácter temporal del precio de la vivienda, estimaciones que serán utilizadas para vincular a las regiones a lo largo del tiempo.
- ii) La Región Metropolitana es la zona que cuenta con la mayor cantidad de datos observaciones disponibles para construir las bases de datos de clones sobre las cuales se estimaron los índices espaciales de Fisher.

Estas dos razones se alinean con la sugerencia de Hill (2004) por optar por un gráfico de extensión, en el que las comparaciones bilaterales sean las más confiables.

En el plano temporal, la Región Metropolitana es la única que cuenta con estimaciones oficiales de la inflación de vivienda. En este sentido, Hill (2004) plantea que los principios que sustentan la comparación espacial pueden ser extendidos hacia la comparación temporal, ya que los índices espacialmente consistentes mantienen a la Región Metropolitana como región base (100) en cada año, representando la realidad del costo de vida entre una región *i* y la Región Metropolitana. Así, la vinculación temporalmente compatible de los índices se logra a través del reescalamiento de los índices espacialmente consistentes por la inflación temporal de su región base (Región Metropolitana). Sin embargo, este proceso sólo puede asegurar una semiconsistencia temporal, ya que la disponibilidad de datos plantea limitantes de las que el presente artículo se ocupa a continuación.

La figura 2 muestra en el eje horizontal la consistencia espacial representada por líneas punteadas que indican la vinculación entre una región *i* con

FIGURA 2. *Esquema espacial y temporalmente consistente del índice de precios espacial de Fisher*



FUENTE: Elaboración propia con base en Hill (2004).

la Región Metropolitana en un año. En el eje vertical se representa la consistencia temporal vinculada por la Región Metropolitana y los índices temporales que de ella se dispone. Las consistencia espacial y temporal pueden también ser representadas algebraicamente desarrollando la división entre los índices de la región i y j para un año t , que obtiene el índice entre la región i y j en t (consistencia espacial) y por otro lado dividiendo los índices para un año $t+1$ sobre un año t de la región i , que obtiene la variación del costo de vida en el tiempo (congruencia temporal). El desarrollo de esta última propiedad se obtiene a partir de la división entre dos índices de Fisher, que genera luego de varios pasos algebraicos otro índice de Fisher para el caso temporal, el que se muestra en la ecuación 3.

$$F_{i, rm}^{t+1, t} = \frac{F_{i, rm}^{t+1}}{F_{i, rm}^t} \quad (3)$$

La propiedad anterior tiene sentido dado que tradicionalmente el cálculo de la inflación general se basa en la proporción del índice de precios en el año $t+1$ respecto al año t menos uno. Así, este artículo se vale de la justificación anterior para estimar la inflación de vivienda desde la variación de los índices de precios de Fisher calculados para los años mencionados. Sin embargo, calcular directamente la variación interanual sobre índices de precios relativos a la Región Metropolitana, construidos en corte transversal, genera dos limitantes que no permiten asegurar consistencia temporal:



- i) La ecuación (3) es una medida del cambio del costo de vida en el tiempo de la región i respecto a la Región Metropolitana, y no de la región i consigo misma, y
- ii) Calcular la variación interanual de índices que en su construcción no consideraron mantener una misma base fija temporal (sino que espacial), implica enfrentarse a una inconsistencia temporal ya que no se sabe si las viviendas seleccionadas de la región base para hacer la comparación en un año fueron las mismas que el procedimiento seleccionó el año siguiente, lo que podría llamarse el desconocimiento del “efecto canasta”, que será objeto de otra investigación.

El efecto canasta hace alusión al cambio temporal de la estructura de los bienes que se está comparando. Así, si las viviendas usadas para la comparación en un año difieren de manera significativa de las usadas el año siguiente, los índices de cada año son inconsistentes para su comparación temporal, haciendo que la variación del costo de vida presentada en la ecuación (3), sea también inconsistente.

Sin embargo, si suponemos que la canasta de bienes en cada región no varía significativamente en el tiempo, el problema anterior deja de ser importante. En este sentido es razonable pensar que la estructura de la vivienda en una región es estable en el tiempo, sobre todo por su característica de ser uno de los bienes más duraderos en la trayectoria de consumo de una familia (BCCCH, 2000). Este mismo supuesto es usado por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para calcular el IPC, ya que la actualización de la canasta de bienes se realiza aproximadamente cada 10 años.

Así, si suponemos que la estructura de viviendas de la región base no ha cambiado significativamente en el tiempo (no efecto canasta), la variación temporal de los índices de precios de Fisher [ecuación (3)] puede suponerse consistente o al menos semiconsistente, temporalmente hablando.

Asimismo, el supuesto anterior permite resolver parcialmente el problema de obtener índices relativos a la Región Metropolitana (rm) al utilizar la variación temporal de los índices de Fisher. Entonces, para obtener la inflación de vivienda absoluta de cada región se debe multiplicar los índices de precios espaciales de Fisher por la inflación de vivienda que ha experimentado la Región Metropolitana, medida que entrega el INE.

Aquí se supone que la canasta de viviendas que utiliza el INE para la construcción de su IPC de arriendo no difiere significativamente de la utilizada

en cada año en los índices de precios de la vivienda aquí calculados. De esta manera a la variación de los índices espaciales relativos a la Región Metropolitana se le agrega la inflación de la misma, para obtener una aproximación semiconsistente en el tiempo de la evolución de los precios en dicha región.

A pesar de las limitaciones mencionadas, esta metodología permite conciliar los índices de precios espaciales con los temporales, ya que los índices espaciales fueron calculados usando la misma región de la que se tienen estimaciones temporales como pivote (Región Metropolitana) (Hill, 2004). Este procedimiento permite reescalar los índices de precios de Fisher relativos, sin perder la estructura de diferenciales de precios espaciales calculados respecto a los precios nominales de cada año. Producto de este procedimiento se obtienen índices de precios absolutos para cada región, lo que permite calcular la inflación absoluta de precios de vivienda, y constituye la principal contribución de este artículo.

Algebraicamente este procedimiento parte de las estimaciones de los índices de precios relativos para cada año t , en que $t \in T = \{2000, 2003, 2006, 2009\}$

	2000	2003	2006	2009	(4)
Índice de precio espacial de Fisher	$F_{i/rm}^t$	$F_{i/rm}^{t+1}$	$F_{i/rm}^{t+2}$	$F_{i/rm}^{t+3}$	

Luego, se procede a multiplicar cada índice de precios relativo a la región pivote por la variación interanual de dicha región en cada uno de los períodos, dejando al primer año ($t = 2000$) de la región pivote (Metropolitana) como año base ($F_{i/rm=100}^t$), para obtener los índices de precios absolutos, en los que:

	2000-2003		2003-2006		2006-2009	
	$\gamma_{rm}^{t+1/t} = \Delta \frac{P_{rm}^{t+1}}{P_{rm}^t}$	$\gamma_{rm}^{t+2/t} = \Delta \frac{P_{rm}^{t+2}}{P_{rm}^t}$	$\gamma_{rm}^{t+3/t} = \Delta \frac{P_{rm}^{t+3}}{P_{rm}^t}$			
Variación del índice de precios temporal (rm)						

	2000	2003	2006	2009	(6)
	$F_{i/rm=100}^t$	$F_{i/rm}^{t+1} * \gamma_{rm}^{t+1/t}$	$F_{i/rm}^{t+2} * \gamma_{rm}^{t+2/t}$	$F_{i/rm}^{t+3} * \gamma_{rm}^{t+3/t}$	
Índice de precios de Fisher absolutos					

Finalmente se calcula la inflación regional de vivienda por medio de la fórmula propuesta por el INE para el cálculo de la inflación general basada

en el IPC, la que consiste en la variación del índice en el año $t + 1$ dividido por el índice en el año t , menos la unidad.

$$\begin{array}{c} \text{2000-2003} \quad \text{2003-2006} \quad \text{2006-2009} \\ \left(\frac{F_{i/rm}^{t+1} * \gamma_{rm}^{t+1/t}}{F_{i/rm}^t = 100} \right) - 1 \quad \left(\frac{F_{i/rm}^{t+2} * \gamma_{rm}^{t+2/t}}{F_{i/rm}^{t+1} * \gamma_{rm}^{t+1/t} = 100} \right) - 1 \quad \left(\frac{F_{i/rm}^{t+3} * \gamma_{rm}^{t+3/t}}{F_{i/rm}^{t+2} * \gamma_{rm}^{t+2/t} = 100} \right) - 1 \end{array} \quad (7)$$

Con la propiedad superlativa del índice de Fisher

$$(F_{i/rm}^{t+1/t} * \gamma_{rm}^{t+1/t}) - 1 \quad (F_{i/rm}^{t+2/t+1} * \gamma_{rm}^{t+2/t+1}) - 1 \quad (F_{i/rm}^{t+3/t+2} * \gamma_{rm}^{t+3/t+2}) - 1$$

Inflación regional de vivienda

$$\begin{array}{c} \text{2000-2003} \quad \text{2003-2006} \quad \text{2006-2009} \\ \pi_i^{t+1/t} = (\Delta F_i^{t+1/t}) - 1 \quad \pi_i^{t+2/t+1} = (\Delta F_i^{t+2/t+1}) - 1 \quad \pi_i^{t+3/t+2} = (\Delta F_i^{t+3/t+2}) - 1 \end{array} \quad (8)$$

De esta manera, se logran índices absolutos de precios de las viviendas espacialmente consistente y semitemporalmente consistentes, los que a su vez permiten obtener una estimación de la inflación regional de las viviendas en la región.

2. Datos

Para las estimaciones se utilizó la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) para 2000, 2003, 2006 y 2009, que son elaboradas por el Ministerio de Planificación (Mideplan). Esta encuesta tiene representatividad regional y recaba información de los hogares de las 13 regiones administrativas de Chile.⁷

En esta encuesta, desde el año 2000, se incluye la dimensión vivienda con un conjunto de variables que permiten describirlas con base en sus características físicas y de precio específicamente. Utilizando esta información es posible construir indicadores (materialidad y sanidad) de las viviendas (Celade, 1996), los que se utilizaron para buscar viviendas similares entre regiones, dejando al precio como la variable por comparar entre ellas. El cuadro 1 presenta las variables, sus principales estadísticas descriptivas y tipología.

La primera sección incluye cuatro variables (dormitorios, comedor, co-

⁷ Desde 2009 se incluyó la nueva división administrativa de 15 regiones. Sin embargo aquí se tomó la división administrativa antigua para hacer comparables las estimaciones.

CUADRO 1. *Estadísticas descriptivas*

(Los valores de las variables para los otros

Región	Características físicas												Calidad y características					
	Dormitorios			Comedor			Cocina			Baño			Calidad de la vivienda			Hacinamiento		
	Moda	Max	Min	Moda	Max	Min	Moda	Max	Min	Moda	Max	Min	Media	Max	Min	Media	Max	Min
I	3	5	1	1	2	0	1	2	0	1	3	0	0.83	1.00	0.05	1.64	6	0.2
II	3	7	1	1	2	0	1	2	0	1	3	0	0.88	1.00	0.11	1.67	7	0.17
III	2	5	1	1	2	0	1	1	0	1	3	0	0.92	1.00	0.34	1.69	5	0.33
IV	2	6	1	1	2	0	1	2	0	1	4	0	0.88	1.00	0.16	1.69	5	0.33
V	3	8	1	1	4	0	1	2	0	1	4	0	0.93	1.00	0.26	1.66	6	0.13
VI	2	6	1	1	3	0	1	2	0	1	4	0	0.87	1.00	0.14	1.76	6	0.33
VII	2	8	1	1	2	0	1	2	0	1	3	0	0.84	1.00	0.13	1.73	6	0.13
VIII	3	7	1	1	3	0	1	2	0	1	5	0	0.88	1.00	0.11	1.61	6	0.25
IX	2	9	1	1	3	0	1	1	0	1	3	0	0.87	1.00	0.12	1.83	9	0.13
X	2	7	1	1	3	0	1	2	0	1	3	0	0.86	1.00	0.10	1.64	6	0.25
XI	2	5	1	1	2	0	0	2	0	1	2	0	0.93	1.00	0.27	1.82	7	0.33
XII	2	7	1	1	3	0	1	2	0	1	3	0	0.94	1.00	0.44	1.48	4	0.14
RM	2	10	1	1	4	0	1	2	0	1	5	0	0.90	1.00	0.16	1.65	7	0.1

FUENTE: Elaboración propia en base a la encuesta Casen (2000).

cina y baño) que describen las características físicas de las viviendas, las que se han denominado como categóricas por tener un rango relativamente pequeño. La segunda sección del cuadro contiene variables que describen la calidad de vida en cada vivienda en conjunto con las características del jefe de hogar de la vivienda. Aquí cabe destacar que la calidad de la vivienda se mide como la probabilidad predicha de una vivienda de pertenecer al grupo de viviendas clasificadas con materialidad global aceptable o no. Esta clasificación se hizo con base en las recomendaciones del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade) respecto a la materialidad y sanidad de las viviendas (Celade, 1996). Asimismo, el hacinamiento corresponde al número de personas por dormitorio.

Además se utilizó información del índice de precios al consumidor que entrega el Instituto Nacional de Estadísticas. Específicamente se utilizaron las series mensuales del IPC general en el periodo 2000-2009, y del IPC desagregado por producto se usó el IPC de arriendo (IPC_A) (INE, 2009). Estas series fueron utilizadas para el cálculo de la inflación del precio de las viviendas en la Región Metropolitana, la cual se utilizó para estimar los índi-

de las variables utilizadas (2000)

años no cambian significativamente)

<i>del jefe de hogar</i>			<i>Escolaridad del jefe</i>			<i>Precio del arriendo</i>			<i>Número de observaciones</i>	
<i>Media</i>	<i>Max</i>	<i>Min</i>	<i>Media</i>	<i>Max</i>	<i>Min</i>	<i>Media</i>	<i>Max</i>	<i>Min</i>	<i>Ponderadas</i>	<i>Sin ponderar</i>
12	19	0	36	85	15	110 371	500 000	20 000	39 929	472
12	19	0	35	92	15	106 902	500 000	20 000	37 257	509
11	19	0	35	90	15	65 301	300 000	20 000	16 431	351
11	20	0	37	80	15	100 549	350 000	20 000	38 994	457
12	19	0	36	96	15	93 184	350 000	20 000	176 125	1899
11	19	0	34	88	15	69 218	250 000	20 000	62 413	898
11	20	0	35	90	15	64 778	300 001	20 000	62 985	1111
12	20	0	34	99	15	96 026	500 000	20 000	136 332	1983
12	20	0	33	93	15	74 997	270 000	20 000	51 031	1040
11	19	0	34	82	15	92 185	600 000	20 000	73 140	968
11	18	0	33	87	15	78 003	260 000	20 000	10 352	274
12	20	0	33	81	15	148 775	450 000	20 000	16 021	218
12	21	0	35	93	15	127 112	1 000 000	20 000	695 625	4 500

ces de precios espaciales de Fisher de vivienda de cada región, de la manera que se explicó en la sección anterior.

III. RESULTADOS

Tras aplicar la metodología antes presentada se obtuvieron las bases de datos con las viviendas de cada región *i* y sus clones de la Región Metropolitana (*rm*). Los resultados de las regresiones hedónicas aplicadas en dichas bases de datos fueron utilizados para el posterior cálculo los índices de precios de Fisher. Finalmente estos índices temporales fueron reescalados por la inflación (temporal) de la región base (*rm*) y luego se calculó la variación porcentual de estos índices para obtener la inflación regional de los precios de la vivienda. Los resultados de los índices de precios espaciales de Fisher relativos a la Región Metropolitana y absolutos de las regiones, para cada año considerado, se registran a continuación en el cuadro 2 y 3, respectivamente.

Los índices espacialmente consistentes (separables en series para cada año) se pueden interpretar según Paredes y Aroca (2008) como un índice

CUADRO 2. *Índices de precios espaciales de Fisher de la vivienda*

(Relativos a la Región Metropolitana)

Región	2000	2003	2006	2009
I	1.11	0.95	0.97	1.26
II	1.06	1.15	1.18	1.19
III	0.82	0.66	0.78	0.85
IV	0.82	0.78	0.74	0.79
V	0.83	0.86	0.77	0.89
RM	1.00	1.00	1.00	1.00
VI	0.76	0.70	0.72	0.74
VII	0.71	0.74	0.68	0.66
VIII	0.78	0.82	0.81	0.80
IX	0.81	0.69	0.73	0.74
X	0.96	0.86	0.81	1.05
XI	0.81	0.94	0.91	1.39
XII	0.98	0.87	0.84	1.15

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 3. *Índices de precios espacio-temporales de Fisher de la vivienda*

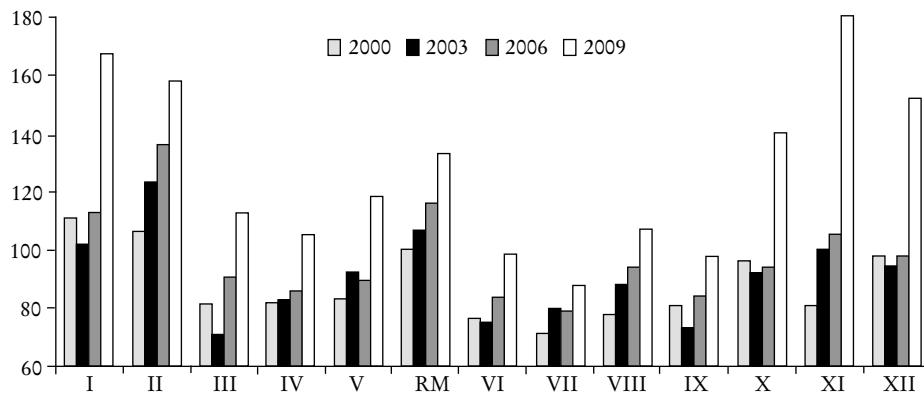
(Absolutos a cada región)

Región	2000	2003	2006	2009
I	110.72	97.47	101.13	142.33
II	105.58	118.23	123.12	134.73
III	81.51	67.95	81.59	95.93
IV	81.92	79.58	77.17	89.36
V	83.18	88.24	80.57	100.85
RM	100.00	102.42	104.52	113.36
VI	76.45	71.56	75.00	83.92
VII	71.26	76.04	71.31	74.55
VIII	78.16	84.17	84.50	90.79
IX	80.64	70.93	75.94	83.42
X	95.96	88.08	84.65	119.11
XI	80.56	95.85	94.96	157.90
XII	98.04	89.60	88.28	129.83

FUENTE: Elaboración propia.

de costo de vivienda relativo a la Región Metropolitana (cuadro 2). Así, regiones periféricas, como por ejemplo la región de Antofagasta (II), exhiben un incremento constante en su costo de vivienda respecto a la Región Metropolitana, particularmente pasando de 6% más cara 2000, a 19% en 2009 para la región de que se trata. Por otra parte, las regiones más centrales, y por ende más cercanas a la Región Metropolitana, exhiben en general índices de precios por debajo de la misma y con tendencias contrarias al

GRÁFICA 1. Índice de precios espacial de Fisher para viviendas, absolutos para cada región



FUENTE: Elaboración propia.

encarecimiento, como es el caso de la región del Maule (VII) la que pasó de 29 a 34% relativamente más barata que la Región Metropolitana (*rm*).

Estos índices muestran una clara pauta de costo de vida heterogéneo en las regiones de Chile, el que ha sido registrado desde Aroca (2004), en su análisis del costo de vida de la región de Antofagasta, hasta el presente trabajo. Los índices absolutos son presentados en la gráfica 1, en la que la heterogeneidad de precios resulta evidente. Desde este resultado, es claro destacar la existencia de una pauta con forma de "W" en la distribución geográfica de los índices de precios, confirmando que los valores son más altos en las regiones periféricas del extremo norte (Tarapacá (I) y Antofagasta (II)) y sur (Aysén (XI) y Magallanes (XII)), que en las regiones centrales, las cuales a su vez presentan índices inferiores a la Región Metropolitana.

Es importante resaltar que 2009 parece haber sido influido por un fenómeno transversal a las regiones, ya que se observa un incremento importante en todas éstas, incluyendo a la Región Metropolitana. Cabe destacar que las regiones de Tarapacá (I), Antofagasta (II) y Aysén (XI), presentan los más altos valores, sin embargo, la región de Antofagasta (II), es la única que presenta un alto nivel y además una tendencia inflacionaria constante durante todo el periodo y no sólo en 2009. Finalmente estos resultados sugieren una tendencia inflacionaria heterogénea de los precios de la vivienda en el periodo estudiado.

Tras calcular la variación porcentual de los índices absolutos se obtiene la

CUADRO 4. Inflación de vivienda para las regiones de Chile
(Porcentaje)

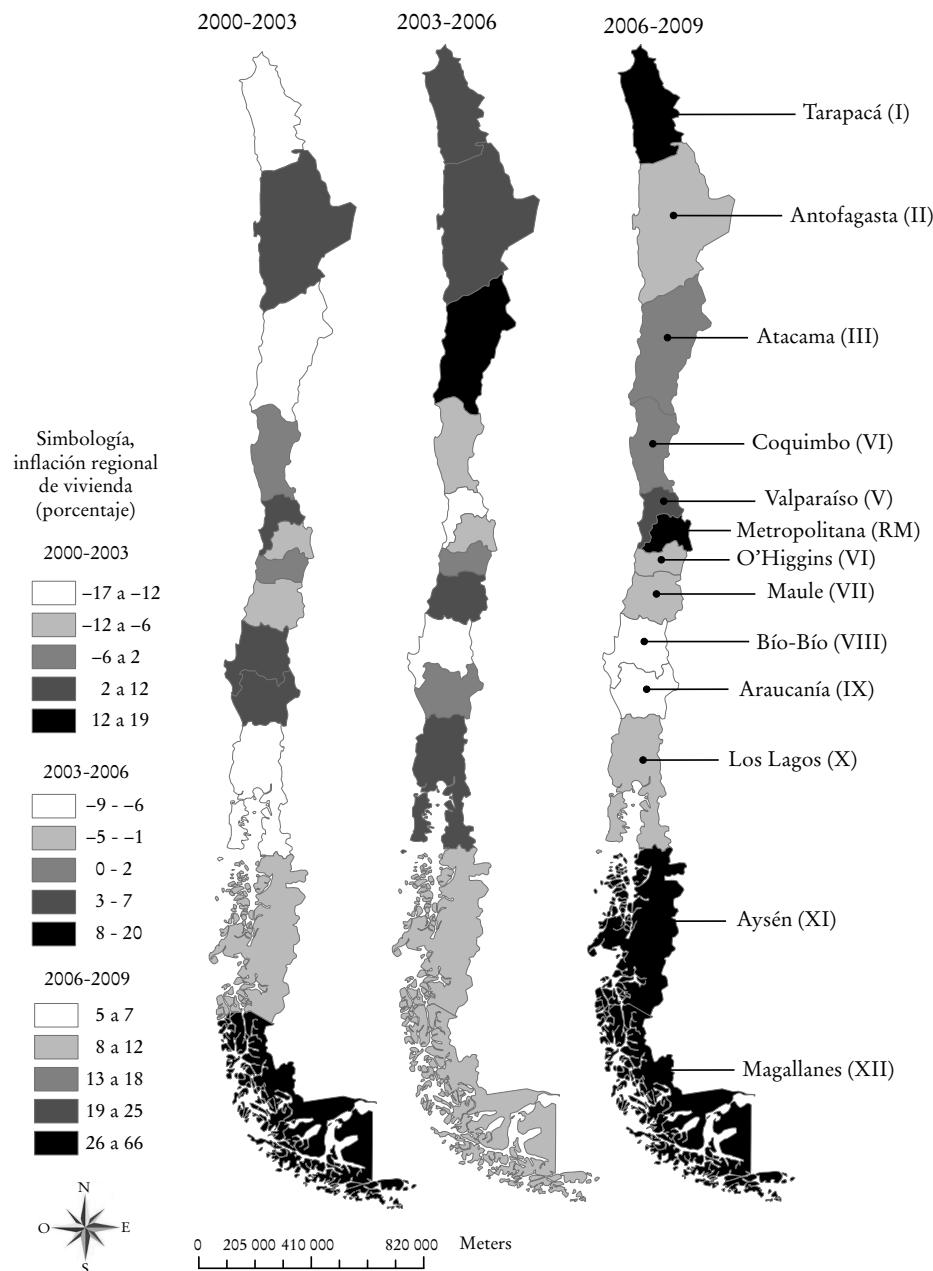
Región	2000-2003	2003-2006	2006-2009
I	-12.00	3.80	40.70
II	12.00	4.10	9.40
III	-16.60	20.10	17.60
IV	-2.90	-3.00	15.80
V	6.10	-8.70	25.20
RM	2.40	2.00	8.50
VI	-6.40	4.80	11.90
VII	6.70	-6.20	4.50
VIII	7.70	0.40	7.50
IX	-12.00	7.10	9.90
X	-8.20	-3.90	40.70
XI	19.00	-0.90	66.30
XII	-8.60	-1.50	47.10

FUENTE: Elaboración propia.

inflación de vivienda para los períodos 2000-2003, 2003-2006 y 2006-2009 que cada región ha experimentado. Como era de esperar, la inflación de vivienda presentada en el cuadro 4, también muestra una pauta altamente heterogénea entre las regiones. Esto sugiere que las regiones, además de tener distintos costos de vivienda (más altos para las regiones extremas que para las del centro), éstas evidencian distintas velocidades en la evolución de sus precios de viviendas. Este resultado se presenta como prueba para sustentar la hipótesis de heterogeneidad espacial en nivel y velocidad de cambio de los precios de vivienda por región, y por tanto de la no convergencia de los mismos a una tasa promedio.

Otro resultado que es importante destacar es el relativo de la inflación de cada región en comparación con la inflación de la Región Metropolitana, es decir, si la inflación de la región i fue mayor o menor que la inflación de la Región Metropolitana (rm) para un año dado. En el cuadro 4 se presentan en cursivas las regiones que en cada año superaron la inflación de la Región Metropolitana. Es interesante notar que a pesar de que no hay una pauta clara para un grupo de regiones para todos los años, las regiones extremas en general presentan una inflación superior a la Región Metropolitana, y en particular, la región de Antofagasta es la única que en los tres períodos (2000-2003, 2003-2006 y 2006-2009) se ha mantenido por encima de la inflación de dicha región de referencia.

En términos generales se aprecia una alta heterogeneidad en la inflación

MAPA 1. *Inflación de vivienda para las regiones de Chile*

FUENTE: Elaboración propia.

territorial del precio de las viviendas; muestra un incremento significativo en el último periodo estimado, en el que las variaciones en los extremos del país aparecen como muy significativas y superiores a las de la Región Metropolitana. Probablemente, esta ampliación de la inflación de las zonas extremas se deba a los significativos incrementos en producción ocurridos en estas zonas en el periodo.

Por otra parte, el mapa 1 muestra gráficamente la pauta “W” del proceso inflacionario, el cual es claramente fortalecido en el último periodo de análisis, dejando a las regiones cercanas a la capital, con menores fluctuaciones y ampliando estas en los extremos.

Esta alta heterogeneidad revela que la actual estrategia del país de elaborar política con una mirada espacialmente ciega, puede tener efectos muy heterogéneos en el territorio, ya que mientras algunos muestran señales de estar más sobre calentados que la Región Metropolitana, otros parecieran tener espacios significativos de crecimiento, por lo que la efectividad de políticas como la monetaria debería ser asegurada por medio de complementarse con política fiscal territorial que considere esta heterogeneidad, remplazando por ejemplo el gasto privado en las regiones de baja inflación y reduciendo el gasto en las economías más sobre calentadas. Esto también debería llamar la atención de las autoridades que generan la información económica para el país, ya que esta podría ser un primer indicio que la inflación total de las regiones también es altamente heterogénea, por lo que esfuerzos para realizar su medición podrían proporcionar los datos para una más eficiente elaboración de la política monetaria y fiscal.

CONCLUSIONES

Este artículo ha extendido resultados anteriores que mostraban la heterogeneidad espacial en el precio de las viviendas en las regiones chilenas a un horizonte espacio-temporal, mostrando que no sólo las diferencias son significativas en la dimensión espacial, sino también en la evolución temporal. Por esto la inflación de precio de las viviendas en las regiones es significativa, y en algunos casos mucho más que la Región Metropolitana, la región central del país y la única considerada en la estimación del proceso inflacionario en general del país y en el de viviendas en particular.

La pauta de “W” que se aprecia en el índice de precios de viviendas espaciales, con niveles significativamente superiores en los extremos, es intensi-

ficado en períodos de alta inflación, lo que se constata sobre todo entre 2006 y 2009. Estos resultados se pueden interpretar como un primer indicio de que la inflación en general de las regiones chilenas es altamente heterogénea y no sigue la pauta de la Región Metropolitana. Como consecuencia, la efectividad de las políticas monetarias y fiscales podría estar siendo afectada negativamente si esta pauta detectada en la evolución de los precios de las viviendas se constatará también para el resto de los bienes de la canasta de consumo de los habitantes chilenos.

Además, los resultados aquí presentados aportan elaboraciones metodológicas que consideran particularmente las limitaciones de los datos existentes, y se privilegia la consistencia espacial y temporal en la construcción de los índices de precios y la estimación de la inflación a partir de ellos, con base en las recomendaciones de los trabajos recién publicados.

Finalmente, algunas extensiones interesantes para futuras investigaciones quedan pendientes y deberían considerarse a la hora de utilizar los resultados. El criterio de consistencia en la construcción de los índices de precios espaciales y temporales ha sido privilegiado respecto a otros criterios que también influyen en la construcción de un índice, como lo son el de representatividad y cobertura. La representatividad está relacionada con la proporción de tipos de bienes considerados en el índice, y la cobertura con la población que es representada en el índice. Dada la metodología propuesta, se ha forzado a considerar sólo viviendas comparables, lo que ha implicado no considerar viviendas que no están presentes en las regiones en comparación. Por lo que en el futuro se espera estudiar lo que llamamos efecto canasta, y tener una aproximación de cómo cambian los índices cuando este criterio de representatividad y también el de cobertura son privilegiados sobre el de consistencia.

APÉNDICE. Parámetros de las regresiones hedónicas

CUADRO A1. Pramámetros, proporciones t y R² de las regresiones hedónicas de precios de la vivienda (2000)^a

Variable/región	I		II		III		IV		V		VI		
	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	
Tratada = <i>R_i</i>	Constante	9.32	311.03	8.50	238.11	10.14	144.42	9.39	418.14	8.95	301.79	9.38	439.14
	Escolaridad	-0.01	-7.22	-0.01	-4.60	0.05	28.26	0.01	17.04	0.00	4.58	0.02	28.67
	Estado civil	0.00	-0.41	0.02	3.73	0.15	17.16	-0.05	-11.54	0.04	9.60	0.06	14.06
	Sexo	0.09	11.52	0.02	4.68	-0.15	-18.67	-0.07	-14.71	-0.07	-18.46	0.01	1.89
	Edad	0.00	4.83	0.00	7.34	0.01	24.95	0.00	5.65	0.00	-9.65	0.00	-5.00
	Dormitorio	0.02	3.89	0.10	30.16	0.13	23.41	0.20	74.71	0.14	74.32	0.07	26.32
	Hab. uso alter	0.05	6.43	0.03	2.72	-0.05	-3.11	0.05	5.54	0.01	2.14	-0.03	-5.91
	Baño	0.34	61.93	0.66	88.80	0.06	4.27	0.33	102.42	0.39	114.93	0.62	142.58
	Cocina	0.11	9.73	-0.02	-1.58	0.15	9.66	0.20	19.52	0.15	18.51	0.23	29.12
	Calidad	1.56	31.38	1.85	30.27	-0.72	-7.89	0.13	4.67	1.12	29.58	0.03	0.95
	Calefón	0.43	44.67	0.36	65.49	0.42	46.78	0.41	70.22	0.40	74.73	0.40	76.25
	Teléfono	0.04	3.41	-0.06	-8.10	0.28	21.33	0.25	35.28	0.10	22.63	0.07	9.89
Control = <i>R_M</i>	R ²	0.70		0.57		0.58		0.81		0.62		0.67	
	Constante	9.70	223.83	10.86	234.85	9.19	119.39	9.21	376.60	9.19	274.91	9.41	396.26
	Escolaridad	0.04	26.26	0.03	19.54	0.01	5.42	0.04	39.27	0.01	15.65	0.02	20.97
	Estado Civil	-0.08	-9.89	-0.10	-15.25	-0.09	-8.77	-0.06	-12.25	-0.04	-9.38	-0.10	-19.35
	Sexo	-0.01	-1.18	-0.16	-25.95	0.05	4.12	-0.07	-14.00	-0.01	-2.31	-0.10	-18.76
	Edad	0.00	13.32	0.00	2.45	0.00	10.54	0.00	20.33	0.00	5.27	0.01	31.50
	Dormitorio	0.23	55.28	0.05	13.31	0.21	30.98	0.10	31.22	0.06	27.89	0.14	43.06
	Hab. uso alter	0.24	29.26	0.18	16.79	-0.01	-0.46	0.36	34.09	0.08	11.06	-0.10	-13.90
	Baño	0.38	66.66	0.46	52.92	0.15	9.27	0.42	126.92	0.50	121.69	0.37	69.62
	Cocina	-0.39	-34.13	-0.09	-6.95	0.11	5.95	-0.06	-5.49	0.36	37.01	0.26	26.50
	Calidad	-0.25	-3.68	-1.09	-14.27	0.96	9.30	0.40	12.48	0.62	14.22	0.31	9.42
	Calefón	0.33	40.46	0.39	56.86	0.32	21.88	0.30	43.09	0.33	45.99	0.36	55.79
	Teléfono	0.17	21.96	0.12	18.00	0.03	1.96	0.04	6.74	0.14	24.74	0.19	27.12
	R ²	0.76		0.37		0.32		0.73		0.50		0.52	

Variable/región	VII		VIII		IX		X		XI		XII		
	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	β	Propor-ción t	
Tratada = R_i	Constante	9.43	460.35	8.91	490.32	9.88	421.91	9.75	541.96	8.98	104.26	11.70	147.49
	Escolaridad	0.02	19.83	0.02	37.61	0.01	12.34	0.04	54.40	0.06	27.74	0.06	38.94
	Estado civil	-0.11	-26.99	-0.14	-50.60	0.01	2.48	0.06	15.92	-0.01	-0.78	0.10	14.23
	Sexo	-0.04	-9.17	-0.08	-27.64	-0.10	-19.12	-0.05	-13.65	0.12	10.53	-0.04	-6.06
	Edad	0.00	9.51	0.00	14.20	0.00	-8.00	0.00	10.48	0.01	22.10	0.00	10.83
	Dormitorio	0.16	62.24	0.13	65.68	0.06	20.60	0.04	19.33	0.25	29.01	0.14	27.15
	Hab. uso alter	0.05	7.06	0.11	24.74	-0.06	-6.93	0.02	3.73	0.21	15.77	-0.08	-10.35
	Baño	0.37	72.94	0.41	197.13	0.57	85.23	0.35	85.19	0.06	2.42	0.49	68.72
	Cocina	-0.01	-0.70	0.10	15.14	0.05	5.68	0.10	14.19	-0.11	-6.97	0.22	19.83
	Calidad	0.25	8.47	1.01	40.30	0.05	1.50	0.06	2.25	0.30	2.95	-2.42	-23.74
	Calefón	0.36	68.90	0.24	54.94	0.50	79.92	0.42	95.49	0.20	13.66	0.06	4.79
	Teléfono	0.24	36.06	0.11	28.80	0.22	31.49	-0.04	-7.16	-0.18	-10.91	0.04	3.61
	R ²	0.54		0.79		0.56		0.67		0.62		0.82	
Control = R_m	Constante	9.22	374.66	9.23	321.03	9.16	336.52	9.68	321.90	9.20	77.75	10.95	103.52
	Escolaridad	0.03	28.22	-0.01	-13.19	0.03	25.16	0.03	24.57	0.05	13.84	0.06	27.84
	Estado civil	-0.10	-21.99	0.12	31.86	-0.02	-3.88	-0.05	-8.01	0.24	13.88	-0.12	-9.60
	Sexo	0.05	9.78	-0.06	-15.41	-0.01	-1.08	-0.03	-5.31	0.01	0.70	-0.10	-7.08
	Edad	0.00	19.03	0.00	-18.53	0.00	18.17	0.00	7.92	0.00	2.46	0.01	12.20
	Dormitorio	0.11	34.94	0.09	35.84	0.14	46.20	0.07	22.78	0.25	18.69	0.06	6.86
	Hab. uso alter	0.02	2.64	0.10	17.31	-0.10	-9.92	-0.11	9.83	-0.10	-4.71	0.15	9.52
	Baño	0.29	49.55	0.45	167.69	0.29	39.99	0.42	67.42	0.12	3.48	0.63	48.13
	Cocina	0.16	19.15	-0.02	-2.57	0.37	34.92	0.02	1.75	0.30	11.16	0.18	9.56
	Calidad	0.73	21.77	1.40	36.92	0.45	11.97	0.21	4.76	0.33	2.17	-2.16	-15.17
	Calefón	0.40	68.36	0.30	55.33	0.41	58.47	0.32	44.96	0.22	8.85	0.36	23.80
	Teléfono	0.06	10.36	0.06	14.35	0.10	13.68	0.07	10.03	0.47	16.50	0.22	10.72
	R ²	0.48		0.70		0.49		0.42		0.48		0.73	

^a Los valores en cursivas simbolizan significación a 95% de confianza.

CUADRO A2. Pramámetros, proporciones t y R^2 de las regresiones hedónicas de precios de la vivienda (2009)^a

Variable/región	I		II		III		IV		V		VI		
	β	Propor- ción t	β	Propor- ción t	β	Propor- ción t	β	Propor- ción t	β	Propor- ción t	β	Propor- ción t	
Tratada = R_i	Constante	11.07	131.93	11.91	88.07	9.72	66.42	11.48	104.43	8.39	117.12	7.30	91.41
	Escolaridad	0.08	40.15	0.10	36.36	-0.01	-2.73	0.06	33.60	0.03	28.74	0.03	21.30
	Estado civil	-0.20	-17.78	0.05	4.22	0.00	0.24	0.17	21.50	0.17	27.18	0.02	3.18
	Sexo	-0.34	-33.07	-0.40	-34.23	0.02	0.85	-0.16	-21.29	-0.10	-15.72	-0.06	-9.41
	Edad	0.01	18.82	-0.01	-36.83	0.00	-2.69	0.00	15.53	0.00	15.89	0.01	39.21
	Dormitorio	-0.13	-38.36	0.18	34.17	0.08	9.99	0.13	33.37	0.07	19.67	0.05	21.67
	Hab. uso alter	0.57	40.26	-0.44	-34.79	-0.05	-1.37	-0.44	-17.00	0.01	0.93	0.26	31.36
	Baño	0.04	4.89	0.49	38.22	0.44	15.35	0.00	-0.57	0.23	45.61	0.31	57.03
	Cocina	0.18	13.55	-0.29	-18.42	-0.03	-1.01	0.77	28.91	0.14	11.75	-0.25	-23.68
	Calidad	-0.68	-5.71	-1.39	-6.92	0.92	4.68	-1.95	-13.34	1.98	21.52	3.05	30.57
	Calefón	0.15	15.18	0.28	21.45	0.44	25.98	0.15	18.11	0.06	7.39	-0.01	-1.98
	Teléfono	-0.46	-39.13	-0.01	-0.88	0.14	6.60	0.20	22.87	0.07	12.46	0.13	18.06
	R^2	0.64		0.73		0.32		0.48		0.42		0.66	
Control = R_m	Constante	6.82	58.39	13.53	101.44	7.73	60.69	9.89	109.87	6.83	74.17	9.82	97.31
	Escolaridad	0.03	14.83	0.09	29.93	-0.01	-3.83	0.03	22.21	0.02	15.93	0.04	24.73
	Estado Civil	-0.24	-23.91	-0.31	-22.08	0.17	10.22	0.21	29.81	0.03	4.96	-0.05	-7.11
	Sexo	-0.10	-6.58	-0.37	-17.76	-0.11	-6.13	-0.09	-12.91	0.06	9.12	0.02	3.44
	Edad	0.01	35.48	-0.01	-18.83	0.01	11.54	0.00	19.67	0.00	7.89	0.01	21.81
	Dormitorio	-0.02	-6.28	0.22	38.94	0.03	4.04	0.14	40.97	-0.02	-5.61	0.05	15.16
	Hab. uso alter	-0.21	-6.99	-0.28	-18.99	0.10	3.14	-0.02	-0.99	-0.14	-12.88	0.30	29.40
	Baño	0.31	33.49	0.09	5.86	0.13	6.12	0.48	88.50	0.52	84.42	0.39	61.17
	Cocina	0.49	17.58	-0.18	-10.59	0.22	7.73	0.29	13.66	0.47	33.35	-0.06	-4.38
	Calidad	3.67	25.13	-2.85	-15.24	3.47	20.17	-0.22	-1.88	3.76	33.75	0.05	0.43
	Calefón	0.33	30.32	-0.25	-17.64	-0.08	-5.92	0.07	11.27	0.04	4.97	0.16	21.45
	Teléfono	0.22	21.47	0.26	18.92	-0.14	-7.52	0.07	11.12	0.00	-0.40	-0.06	-8.25
	R^2	0.81		0.65		0.32		0.74		0.48		0.61	

Variable/región	VII		VIII		IX		X		XI		XII	
	β	Propor-	β	Propor-	β	Propor-	β	Propor-	β	Propor-	β	Propor-
Tratada = R_i	Constante	8.84	146.62	8.62	72.26	9.64	152.13	4.93	58.25	9.16	73.03	9.89
	Escolaridad	0.04	46.48	0.03	16.31	0.04	33.46	0.00	-4.67	0.03	9.10	0.00
	Estado civil	-0.04	-6.90	-0.11	-16.55	0.24	32.73	-0.17	-39.50	-0.02	-1.06	0.51
	Sexo	-0.07	-12.56	-0.15	-21.18	-0.11	-14.26	-0.05	-12.84	-0.11	-5.88	-0.11
	Edad	0.01	33.52	0.00	7.31	0.01	30.06	0.00	17.57	0.00	5.29	0.00
	Dormitorio	0.17	63.26	0.04	11.59	0.08	25.28	0.01	4.40	0.02	2.93	-0.07
	Hab. uso alter	0.05	4.46	-0.13	-10.26	-0.08	-6.96	0.03	3.00	0.33	10.78	0.55
	Baño	0.41	63.08	0.33	53.70	0.10	14.57	-0.06	-9.39	0.43	23.13	-0.79
	Cocina	-0.28	-25.34	0.25	17.72	0.13	12.15	0.06	6.89	-0.23	-7.69	-0.59
	Calidad	0.73	10.09	1.83	11.97	0.13	1.59	6.83	66.44	1.58	10.04	2.81
	Calefón	0.16	25.70	0.32	43.77	0.24	30.66	0.23	49.25	-0.06	-3.60	-0.03
	Teléfono	0.17	21.06	0.19	24.65	0.45	46.98	-0.07	-14.19	-0.03	-1.42	0.02
Control = RM	R ²	0.69		0.62		0.69		0.45		0.49		0.41
	Constante	8.26	115.17	10.30	46.36	8.34	93.70	8.79	119.57	9.04	61.53	9.61
	Escolaridad	0.03	24.81	0.06	25.56	0.02	11.19	0.02	14.35	0.03	8.09	-0.05
	Estado Civil	-0.10	-13.77	0.01	1.81	-0.09	-8.83	-0.02	-3.48	-0.57	-27.16	-0.22
	Sexo	-0.09	-11.39	-0.05	-7.90	0.00	-0.43	-0.08	-16.72	-0.14	-6.51	-0.23
	Edad	0.00	15.32	0.00	-0.86	0.00	7.22	0.00	25.28	0.00	-3.57	-0.03
	Dormitorio	-0.05	-12.25	0.04	10.63	-0.08	-16.65	0.08	29.66	0.02	2.22	0.19
	Hab. uso alter	-0.01	-0.98	0.01	1.05	0.07	4.72	0.22	24.24	0.32	9.89	0.00
	Baño	0.51	65.77	0.35	59.17	0.50	54.96	0.26	47.26	0.23	9.59	1.20
	Cocina	0.26	19.39	0.27	19.81	0.13	8.94	-0.04	-4.51	-0.13	-4.32	0.31
	Calidad	2.23	25.52	-0.22	-0.80	2.54	23.27	1.59	17.70	1.87	10.29	2.13
	Calefón	0.10	12.11	-0.08	-9.83	-0.05	-4.99	0.25	53.08	0.12	7.06	-0.39
	Teléfono	0.08	8.58	0.19	23.66	-0.02	-1.55	0.09	18.39	0.05	2.09	0.22
	R ²	0.48		0.61		0.47		0.44		0.48		0.57

^a Los valores en cursivas simbolizan significación a 95% de confianza.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberola, E. (2000), "La interpretación de los diferenciales de inflación en la Unión Monetaria", *Boletín Económico*, Banco de España, vol. 1, abril, pp. 1-10.
- _____, y J. Marqués (1999), "On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: The Case of Spain", Documento de Trabajo del Banco de España .
- Andrés, J., E. Ortega y J. Valles (2003), "Market Structure and Inflation Differentials in the European Monetary Union", Banco de España Working Paper 0301 .
- Armstrong, H., y J. Taylor (2000), *Regional Economics and Policy*, tercera edición, Londres, Blackwell Publishers.
- Arnold, I. J., y C. J. Kool (2004), *The Role of Inflation Diferentials in Regional Adjustment: Evidence from the United States*, Utrecht, Tjalling C. Koopmans Research Institute, Discussion Paper Series número 04-13 .
- Aroca, P. (2004), *Análisis del costo de vida, II Región, Antofagasta, Chile*, IDEAR, Gobierno de la Región de Antofagasta, Chile.
- BCCN (2000), *Política monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y transmisión*, Santiago de Chile, Banco Central de Chile.
- Blejer, M., y L. Leiderman (1980), "On the Real Effects of Inflation and Relative Price Variability: Some Empirical Evidence", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 22, núm. 4, pp. 539-544.
- Caliendo, M., y S. Kopeining (2005), "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", Institute for the Study of Labor, Discussion Papers Series, IZA DP, núm. 1588.
- Canzoneri, M., et al (2006), "New Keynesian Explanations of Cyclical Movements in Aggregate Inflation and Regional Inflation Differentials", *Open Economics Review*, vol 17, pp. 27-55.
- Carlino, G., y R. DeFina (1996), "Does Monetary Policy Have Differential Regional Effects?", *Business Review - Federal Reserve Bank of Philadelphia*, pp. 17-27.
- Cecchetti, et al (2002), "Price Index Convergence Among United States Cities", *International Economic Review*, vol. 43, núm. 4, pp. 1081-1099.
- Celade (1996), "Déficit habitacional y datos censales sociodemográficos: Una metodología", Santiago, Documento LC/DEM.R.267.
- Das, S., R. Gupta y A. Kabundi (2008), "Is a DFM Well-Suited for Forecasting Regional House Price Inflation?", Working Paper Series, núm. 14, University of Pretoria. Department of Economics
- Deaton, A. (1998), "Getting Prices Right: What Should be Done?", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, núm. 1, pp. 37-46.
- Diewert, W. E. (1978), "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation", *Econometrica*, 46 (4), pp. 883-900.
- _____(1988), "The Early History of Price Index Research", NBER Working Paper Series, núm. 2713 .

- Duarte, M., y A. Wolman (2003), "Fiscal Policy and Regional Inflation in a Currency Union", The Federal Reserve Bank of Richmond-Working Paper Series [WP 03-11].
- _____, y ____ (2002), "Regional Inflation in a Currency Union: Fiscal Policy vs. Fundamentals", International Finance Discussion Papers, núm. 746 .
- Fischer, S. (1981), "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", Brookings Papers on Economic Activity, pp. 381-441.
- Flemming, M., y J. Nellins (1983), "A Regional Comparison of Hosue Price Inflation Rates in Britain 1967-A Comment", *Urban Studies*, vol. 20 , pp. 91-95.
- Forret, D. (1991), "An Analysis of House Price Differentials between English Regions", *Regional Studies*, 25 (3), pp. 231-238.
- Frankel, J., y A. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", *Journal of International Economics*, vol. 40, pp. 209-224.
- Griliches, Z. (1988), "Hedonic Price Indexes and the Measurament of Capital and Productivity: Some Historical Reflections", Washington, Paper Presented in the 50th Anniversary Meeting of the Conference on Income and Wealth.
- _____(1961), "Hedonic Price Indices for Automobiles: an Econometric Analysis of Quality Change", National Bureau of Economic Research and University of Chicago: Staff Paper 3, The Price Statistics of the Federal Goverment pp. 173-196.
- Habermeier, K., et al (2009), "Inflation Preasures and Monetary Policy Options in Emerging and Developing Countries: A Cross Regional Perspective", IMF Working Paper [WP 09/1].
- _____(1999), "Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum-Spanning Trees", *The Review of Economic and Statistics*, vol. 81, núm. 1 , pp. 135-142.
- _____(2004), "Constructing Price Indexes across Space and Time: The Case of the European Union", *The American Economic Review*, vol. 94, núm. 5 , pp. 1379-1410.
- INE (2009), "Índices Análíticos", IPC Base DIC. 2008, Santiago de Chile, Instituto Nacional de Estadísticas.
- Leser, C. (1983), "Short-Run and Long-Run Relative Price Changes", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, vol. 46, núm. 2 , pp. 172-181.
- Leuven, E., y B. Sianesi (2003), "PSMATCH2: Stata Module to Perform full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing", *Statistical Software Components S432001*, Boston College Department of Economics.
- Lothian, J. (1997), "Multi-Countri Evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity Under The Current Float", *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, pp. 19-35.
- Maclean, D. (1994), "The Role of House Prices in Regional Inflation Disparities", Ottawa, Bank of Canada, Technical Report núm. 67.
- Marqués, H., et al (2010), "Regional Inflation Dinamics Using Space-Time Models", Reino Unido, University of Manchester (Preliminary Report).

- McAvinchey, D., y D. Macleannan (1982), "A Regional Comparison of House Price Inflation Rates in Britain, 1967-76", *Urban Studies*, vol. 19, pp. 43-57.
- Mills, E., y R. Simenauer (1996), "New Hedonic Estimates of Regional Constant Quality House Prices", *Journal of Urban Economics*, vol. 39, núm. 1, pp. 209-215.
- Morande, F., y F. Rosende (1995), "Análisis empírico de la inflación en Chile", Santiago de Chile: ILADES/Georgetown University, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Muellbauer, J. (1974), "Household Production Theory, Quality, and the 'Hedonic Technique'", *The American Economic Review*, vol. 64, núm. 6, pp. 977-994.
- Obstfeld, M., y G. Peri (1998), "Regional Non-Adjustment and Fiscal Policy", *Economic Policy*, vol. 13, núm. 26, pp. 205-259.
- Paredes, D. (2011), "A Methodology to Compute Regional Housing Index Price Using Matching Estimator Methods", *The Annals of Regional Science*, vol. 46, pp. 139-157.
- _____, y P. Aroca (2008), "Metodología para estimar un índice regional de costo de vivienda en Chile", *Cuadernos de Economía*, vol. 45, mayo, pp. 129-143.
- Parsley, D. C., y S.-J. Wei (1996), "Convergence to the Law of one Price without Trade Varriers or Currency Fluctuations", *Quartely of Journal Economics*, vol. 111, páginas 1211-1236.
- Pelagatti, M. (2010), "Price Indexes across Space and Time and the Stochastic Properties of Prices", L. Biggeriz y G. Ferrari, *Price Indexes in Time and Space*, Florencia, Physica-Verlag.
- Pérez, G., y P. Rowland (2004), "Políticas económicas regionales: Cuatro estudios de caso", Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 47.
- Rogers, J. H. (2001), "Price Level Convergence, Relative Prices, and Inflation in Europe", Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Rosen, S. (1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *The Journal of Political Economy*, vol. 82, núm. 1, pp. 34-55.
- Rubin, D. (1976), "Matching Methods that are Equal Percent Bias Reducing: Some Examples", *Biometrics*, vol. 32, pp. 109-120.
- Stevenson, S. (2000), "A Long-Term Analysis of Regional Housing Market and Inflation!", *Journal of Housing Economics*, vol. 9, pp. 24-39.
- Südekum, J. (2009), "Regional Cost-of-Living with Congestion and Amenity Differences: An Economic Geography Perspective", *The Annals of Regional Science*, vol. 43, núm. 1, pp. 49-69.
- Timmins, C. (2006), "Estimating Spatial Differences in the Brazilian Cost of Living with Households Location Choices", *Journal of Development Economics*, vol. 80, pp. 59-83.
- Todd, P. (2008), "Matching Estimators", S. Durlauf y L. E. Blume (comps.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Nueva York, Palgrave Macmillan.
- Vining, D., y T. Elwertowski (1976), "The Relationship between Relative Prices and General Price Level", *American Economic Review*, vol. 66, pp. 699-708.