



LOS PRECIOS DE VIVIENDA Y FACTORES MACROECONÓMICOS: EL CASO DE CHILE*

Carmen G. Silva**
Camilo Vio***

I. INTRODUCCIÓN

La experiencia internacional reciente demostró que los ciclos del sector inmobiliario y su propagación al resto de la economía juegan un papel preponderante en el desarrollo de vulnerabilidades financieras (buenos ejemplos son Estados Unidos, España e Irlanda). Por lo general, estos ciclos dependen del grado de riesgo crediticio de los hogares (crédito hipotecario) y de las empresas inmobiliarias y constructoras (crédito comercial), y tienen efectos directos sobre las instituciones financieras que otorgaron los créditos, e indirectos sobre los inversionistas inmobiliarios¹. Dada la importancia del mercado de viviendas en el sistema financiero y macroeconómico, distintas autoridades y académicos se han abocado al estudio de los precios de bienes raíces y sus determinantes principales.

En efecto, existe abundante literatura que analiza la relación entre los precios de viviendas y sus determinantes de oferta y demanda en economías avanzadas (Glindro et al., 2011; Adams y Füss, 2010; Tsounta, 2009; Mikhed y Zemčík, 2009). Sin embargo, la evidencia es escasa para las economías emergentes. En particular, en América Latina no todos los países tienen información de estos precios y cuando la tienen, las series de tiempo son cortas y cubren solo algunas ciudades (Cubeddu et al., 2012). En Chile, algunos estudios han abordado el problema utilizando el índice de precios de viviendas de Santiago (Parrado et al., 2009; Sagner, 2009; Idrovo y Lennon, 2013).

Este artículo tiene por objetivo analizar los precios de viviendas en Chile utilizando un modelo de forma reducida para la oferta y la demanda de viviendas, el cual incluye variables macroeconómicas que explican su comportamiento. Se estudia el impacto de largo plazo y la dinámica de corto plazo de variables macroeconómicas aplicando un modelo de cointegración (Engle y Granger, 1987), basado en Adams y Füss (2010) para la selección de variables. El trabajo busca responder la pregunta ¿puede ser explicada la dinámica de los precios de vivienda a través de variables macroeconómicas?. El análisis empírico se basa en el índice

* Presentado en el taller sobre Precios Inmobiliarios y Estabilidad Financiera, en Santiago, el 25 de abril de 2014. Agradecemos a Anthony Murphy, Kevin Cowan, Luis Opazo, Rodrigo Alfaro y un árbitro anónimo por sus útiles comentarios. Las opiniones y conclusiones expresadas aquí son de la exclusiva responsabilidad de los autores y no pretenden reflejar la posición del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

** Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: csilva@bcentral.cl

*** Columbia University. E-mail: cv2340@columbia.edu

¹ Para un análisis más exhaustivo de las consecuencias de los ciclos inmobiliarios sobre la estabilidad financiera, véase el Informe de Estabilidad Financiera del Banco Central de Chile, segundo semestre del 2011.

nacional de precios de viviendas de Chile, publicado por el Banco Central de Chile, con datos trimestrales que van desde el 2002.I hasta el 2013.I.

Nuestros resultados están en línea con aquellos de estudios anteriores. En primer lugar, se encuentra una relación significativa de largo plazo entre los precios de viviendas y variables macroeconómicas; concretamente el ingreso disponible, la tasa de interés de largo plazo y factores de oferta como los costos de edificación. En segundo lugar, la velocidad del ajuste hacia el equilibrio es alta: 90% de la brecha respecto del equilibrio se cierra al tercer trimestre.

El resto del artículo se desarrolla como sigue: la sección II revisa la literatura existente sobre modelos de precios de viviendas y variables macroeconómicas, y describe cuál es el principal aporte de esta investigación. La sección III presenta el modelo empírico, la sección IV describe los datos y los principales hechos estilizados, y la V contiene un análisis de resultados empíricos. La sección VI presenta nuestras conclusiones.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La crisis financiera internacional del 2009 puso de relieve la importancia de monitorear los precios de viviendas y su desalineación relativa al valor estimado a partir de variables macrofinancieras. Este análisis ha planteado un gran desafío por largo tiempo, y la literatura ha recurrido a distintos enfoques para estudiarlo: modelos econométricos, indicadores de capacidad de pago, y precios de activos (Girouard et al., 2006).

El primer enfoque de modelos econométricos consiste en verificar la compatibilidad entre los precios de viviendas y las variables macroeconómicas. Estas variables vienen determinadas por factores de demanda (como el ingreso disponible, las tasas de interés y características demográficas) y por factores de oferta que afectan el *stock* de viviendas (como los costos de edificación y la disponibilidad de terrenos). En general, se estima un modelo de equilibrio de largo plazo para los precios de viviendas y las variables macroeconómicas (relación de cointegración), para luego especificar un modelo de corrección de errores. El segundo enfoque se basa en indicadores de capacidad de pago, como la razón precio de la vivienda a ingreso o diversas medidas de endeudamiento. Por último, los modelos de precios de activos usan la razón precio de venta sobre arriendo considerando como condición de arbitraje que el arriendo de una vivienda debería ser igual al costo de la vivienda para el usuario: tasa de interés del crédito hipotecario, contribuciones de bienes raíces, costos de mantenimiento, entre otros (Browne et al., 2013). Si el precio de una vivienda está por encima del promedio de largo plazo de estos ratios (precio/ingreso o precio/arriendo), estaría indicando que la vivienda está sobrevaluada.

La gran desventaja de los últimos dos enfoques es que no se ha encontrado evidencia de una relación estable en dichos ratios (Girouard et al., 2006). Además, no modelan los factores de oferta y demanda y por lo general encuentran limitaciones para datos de series de tiempo largas de arriendos. Por ello, este estudio sigue el primer enfoque y estima un modelo de cointegración.

También utilizando el enfoque econométrico, Capozza et al., (2002) y Tsounta (2009) encuentran evidencia de una relación de cointegración entre los precios de viviendas y los fundamentos en las economías avanzadas. Para los países asiáticos, Chen et al. (2013)



demuestran que el índice de precios de viviendas de Beijing superó por mucho el valor de equilibrio entre los años 2004 y 2007, utilizando las tasas de interés, la inflación y el costo de la oferta como variables económicas. Para los países de América Latina la evidencia es escasa. Salazar et al. (2012) estiman un modelo para Colombia, y Cubeddu et al. (2012) estiman un modelo para cuatro países latinoamericanos (Brasil, Chile, Colombia y Perú).

Para el caso chileno, Parrado et al. (2009) analizan la evolución de los precios de viviendas en Santiago durante el período 2001-2005 y encuentran que el aumento sostenido de los precios coincide con el aumento del ingreso disponible y con la tendencia decreciente de las tasas de interés de largo plazo, factores que además estuvieron detrás de la fuerte expansión de los créditos hipotecarios. Sagner (2009) también revisa los factores que determinan la dinámica de los precios inmobiliarios en Santiago. Sus resultados indican que entre 69 y 71% del nivel de precios de viviendas obedece a determinantes relacionados con atributos de la propiedad, y alrededor de 70% del aumento observado en los precios entre 1990 y el 2007 se asocia a variables macrofinancieras (el ingreso familiar y el ingreso agregado). En un estudio reciente, Lennon e Idrovo (2013) utilizan el índice de precios de la Cámara Chilena de la Construcción (CChC) para el período comprendido entre 1994 y el 2012 y señalan que la evolución de largo plazo del índice está en línea con los fundamentos, como la tasa de interés de los créditos hipotecarios, el índice de salarios reales, el índice de salarios de la construcción y los retornos bursátiles.

Los principales aportes del presente artículo son los siguientes. En primer lugar, entrega evidencia empírica de un modelo de cointegración para los precios de viviendas en un mercado nuevo. Tal como se mencionó, la abultada —y creciente— literatura ha investigado este tipo de modelos casi únicamente en las economías avanzadas debido a la escasez de largas series de tiempo en países emergentes. En segundo lugar, a diferencia de estudios previos en Chile que usan un índice de precios de viviendas basado en una zona específica (la Región Metropolitana de Santiago), nuestro estudio amplía su alcance utilizando un índice de precios “nacional” basado en transacciones reales de propiedades tanto nuevas como usadas, obtenidas del Servicio de Impuestos Internos de Chile.

Aún así, la corta duración del período muestral sigue siendo la principal desventaja. Esta limitación surge de la inexistencia de información histórica para el índice de precios de viviendas y podría afectar la robustez del proceso de estimación, en particular teniendo en cuenta que, como se analiza más adelante, los parámetros no permanecen estables durante todo el período muestral².

III. MODELO EMPÍRICO

Recurrimos a tres variables para explicar la demanda y la oferta del mercado de viviendas: i) actividad económica, ii) tasa de interés de largo plazo, que representa la capacidad de hacer frente a la compra de una vivienda y iii) una variable para el costo de edificación que afecta la oferta a través de la rentabilidad de las construcciones nuevas. Esta selección de variables se basa en Adams y Füss (2010).

2 Ciarlone (2012) encontró la misma limitación en un panel de datos para 16 economías emergentes de Europa.

Un aumento de la actividad económica desplaza la curva de demanda por viviendas. Asumiendo que el *stock* de viviendas de corto plazo no varía, lo anterior implica un aumento de la renta o arriendo, y por lo tanto un alza del precio de las propiedades. La literatura representa la actividad económica de muchas formas, pero la más común es el ingreso disponible per cápita, que además de capturar el efecto del ingreso, incorpora el impacto del crecimiento demográfico.

Las variaciones de la tasa de interés de largo plazo también provocan cambios en la curva de demanda. Cuando la tasa sube, aumenta el retorno relativo de los activos de renta fija, como los bonos, lo que se refleja en el costo de los créditos hipotecarios. Al subir las tasas hipotecarias, cae la demanda y los precios de las viviendas.

Los costos de edificación afectan la oferta. Cuando sube el costo de los materiales de construcción, de la mano de obra o el costo financiero, cae la actividad de la construcción y por lo tanto se reduce el *stock* de viviendas disponibles. Esto hace subir los arriendos, y con ello, los precios de las viviendas.

El impacto de largo plazo y la dinámica de corto plazo de las variables macroeconómicas sobre los precios de viviendas se analizan aplicando un modelo de cointegración para series de tiempo univariadas (Engle y Granger, 1987). El modelo de largo plazo se extrae de la función de oferta y demanda del *stock* de viviendas. La función de demanda toma la forma:

$$D_t = \beta_0 - \beta_1 P_t + \beta_2 Y_t - \beta_3 r_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde D_t es la demanda por espacios habitables, que depende negativamente del precio de las viviendas P_t , y de la tasa de interés r_t , y positivamente del ingreso disponible Y_t . Nótese que el término de error de la función de demanda ε_t podría incluir características del mercado hipotecario, como los impuestos, por ejemplo.

La función de oferta toma la forma:

$$S_t = \gamma_0 - \gamma_1 P_t - \gamma_2 CC_t + \mu_t \quad (2)$$

donde S_t , la oferta de espacios habitables, aumenta cuando suben los precios, y disminuye cuando aumentan los costos de edificación CC_t . En este caso, el término del error μ_t podría reflejar la disponibilidad de terrenos y otros factores específicos que afecten la oferta de espacios (por ejemplo, la regulación vigente).

Igualando las funciones de demanda y de oferta (1) y (2) y resolviendo para el precio de equilibrio de las viviendas, se obtiene la siguiente ecuación de largo plazo:

$$P_t = \delta_0 + \delta_1 Y_t - \delta_2 r_t + \delta_3 CC_t + \omega_t \quad (3)$$

donde

$$\delta_0 = \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\gamma_1 + \beta_1}, \delta_1 = \frac{\beta_2}{\gamma_1 + \beta_1}, \delta_2 = \frac{\beta_3}{\gamma_1 + \beta_1}, \delta_3 = \frac{\gamma_2}{\gamma_1 + \beta_1}, \omega_t = \frac{\varepsilon_t - \mu_t}{\gamma_1 + \beta_1}$$

En el equilibrio, los precios de viviendas dependen positivamente del ingreso disponible y de los costos de edificación, y negativamente de la tasa de interés de largo plazo. Si las



variables están en equilibrio, el término de error ω_t es cero³. Obsérvese que la ecuación (3) es un modelo de equilibrio parcial; un modelo más general donde los precios de viviendas, el ingreso y la tasa de interés se determinan en forma simultánea queda fuera del alcance del presente artículo.

La dinámica de corto plazo se estima a través de un modelo de corrección de errores, expresado como:

$$\Delta P_t = \lambda_1 \sum_{j=1}^T \Delta P_{t-j} + \lambda_2 \sum_{j=1}^T \Delta Y_{t-j} + \lambda_3 \sum_{j=1}^T \Delta r_{t-j} + \lambda_4 \sum_{j=1}^T \Delta CC_{t-j} + \lambda_5 X_t + \lambda_6 \omega_{t-1} + \theta_t \quad (4)$$

donde P_t , Y_t , r_t y CC_t son las variables macroeconómicas descritas anteriormente, las que se incluyen con distintos rezagos, y X_t corresponde a otras variables exógenas que podrían afectar la dinámica de corto plazo, como por ejemplo el retorno de activos financieros. Δ simboliza la primera diferencia de las variables, tal que se tornan estacionarias. ω_{t-1} es el término de error del modelo de largo plazo (ecuación 3), rezagado un período. Este término es necesario en la ecuación de corto plazo porque los agentes económicos no son capaces de ajustarse al instante a la nueva información. Cabe esperar una relación negativa entre el término de error y la variación de los precios de viviendas ($\lambda_6 < 0$); de este modo, si los precios están por debajo de su nivel de equilibrio, el término de error de la ecuación de largo plazo es negativo, lo que en conjunto con un parámetro negativo ($\lambda_6 < 0$) provoca un impacto positivo en la dinámica de corto plazo los precios de viviendas, comenzando una trayectoria ascendente hacia el equilibrio en los períodos siguientes.

IV. LOS DATOS

Los datos trimestrales de precios de viviendas y variables económicas provienen de la base de datos del Banco Central de Chile (BCCh), de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF) y de la Cámara Chilena de la Construcción (CChC). La muestra comienza en el 2002.I y se extiende hasta el 2013.I, lo que da un total de 45 observaciones trimestrales. La extensión de la muestra es limitada debido a la inexistencia de información histórica del índice de precios de viviendas. Todas las variables se expresan en logaritmo y son corregidas por la tasa de inflación anual.

Aunque el estimador obtenido de un modelo de cointegración para series de tiempo univariadas propuesto por Engle y Granger (1987) tiene la propiedad de la superconsistencia, Inder (1993) y Stock y Watson (1993) concluyen que el modesto número de observaciones de que disponen los investigadores con datos de series de tiempo macroeconómicas podría dar lugar a algún sesgo de muestra finita. Por ello, el proceso de inferencia de este estudio se realizó considerando cálculos de varianza robusta con el fin de asegurar la consistencia

³ Algunos estudios han incluido otras variables en la ecuación del precio de viviendas de equilibrio. Por ejemplo, Glindro et al. (2011) adoptan un enfoque de general a específico, e incluyen no solo factores de oferta y demanda, sino también precios de otros tipos de activos, como acciones y monedas, además de factores institucionales que intentan dar cuenta del impacto de ciertos arreglos del mercado sobre los precios de equilibrio de las viviendas.

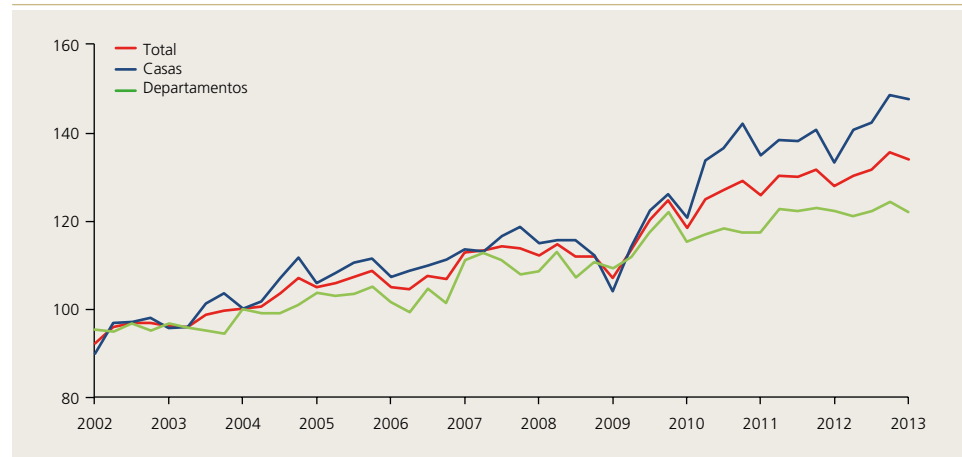
de los parámetros estimados⁴. La literatura también sugiere estimar un modelo de rezagos autorregresivos (ADL, por su sigla en inglés) para producir estimaciones menos sesgadas y luego resolver para los parámetros de la ecuación de cointegración (Johnston y DiNardo, 1997). La aplicación de este modelo en los precios de viviendas de Chile entrega estimaciones similares a las del estimador tradicional de Engle y Granger⁵.

El cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas para el logaritmo del índice real de precios de viviendas, el logaritmo del ingreso disponible real per cápita, la tasa de interés real de largo plazo, y el logaritmo del índice real de costos de edificación. El índice de precios de viviendas se obtuvo de las transacciones efectivas recopiladas por el Servicio de Impuestos Internos de Chile utilizando el enfoque de ajuste mixto. Este método es fácil de computar gracias a que se basa en medianas simples a partir de una estratificación⁶. El índice de precios de viviendas en Chile viene aumentando con fuerza desde el año 2009 (gráfico 1 y cuadro 1). Entre el 2002 y marzo del 2009, la tasa de incremento anual del índice fue de 2% en promedio. A partir del 2009, la tasa se triplicó (6%), y el índice alcanzó su máximo en diciembre del 2012. Es interesante notar la diferencia entre tipos de viviendas: casas y departamentos. Ambos índices crecían al mismo ritmo hasta el 2009 (2%), pero luego el crecimiento de las casas superó al de los departamentos, promediando un 9% anual. Esta diferencia se amplió tras el terremoto de febrero del 2010 que aumentó la demanda por casas a expensas de los departamentos.

Gráfico 1

Precios de viviendas (*)

(índice, base marzo .04=100)



Fuentes: Banco Central de Chile y Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.

(*) Corresponde a precios de transacciones del Servicio de Impuestos Internos, usando el enfoque del ajuste mixto. Este método clasifica la muestra en grupos de propiedades según ciertas características, como ubicación y tipo de vivienda, y los combina con la participación en las ventas como vector de ponderación.

4 Adams y Füss (2010) aplican un enfoque de cointegración a un panel de 15 países miembros de la OCDE, de modo que usan $N \times T$ observaciones que resultan en una mayor robustez del proceso de estimación, debido a los efectos asintóticos de muestras grandes.

5 Los resultados se presentan en el anexo.

6 Para más detalles, véase Vio (2012) y BCCh (2014).



Cuadro 1

Estadísticas descriptivas

| | Precio de viviendas | Ingreso disponible | Tasa de interés de largo plazo | Costos de construcción |
|-----------------------------------|---------------------|--------------------|--------------------------------|------------------------|
| Promedio | 4,72 | 14,01 | 0,05 | 3,59 |
| Mediana | 4,72 | 14,04 | 0,05 | 3,58 |
| Máximo | 4,91 | 14,34 | 0,07 | 3,82 |
| Mínimo | 4,52 | 13,67 | 0,04 | 3,45 |
| Desviación estándar | 0,11 | 0,2 | 0,01 | 0,11 |
| Skewness | 0,12 | -0,17 | 1,32 | 0,34 |
| Kurtosis | 1,87 | 1,8 | 3,82 | 1,93 |
| Tasa de crecimiento pre 2009 (%) | 2 | 5 | -3 | 7 |
| Tasa de crecimiento post 2009 (%) | 6 | 6 | -5 | 7 |

Fuente: Cálculos de los autores.

El ingreso disponible real per cápita se obtiene de la base de datos del BCCh (gráfico 2). La media es MM\$1.235.137 (14,01 en logaritmo), y aumenta a través de toda la muestra a un ritmo estable (6% anual), similar al de los precios de viviendas post 2009. Esta es la definición tradicional del ingreso; sin embargo, Adams y Füss (2010) argumentan que quienes compran y venden casas normalmente tienen un ingreso superior al promedio de la población. Por este motivo, proponen usar una definición alternativa de "actividad económica", que calculan usando el método de componentes principales de los siguientes factores económicos: la oferta monetaria, el consumo real, la producción industrial, el PIB real y el empleo. Utilizando datos trimestrales desde el 2000.I hasta el 2013.I, esta medida de actividad económica tiene la siguiente composición para Chile:

$$\text{Actividad económica} = 0,9818 * M2 + 0,9857 * \text{consumo} + 0,7980 * \text{producción industrial} + 0,9947 * \text{PIB real} + 0,9906 * \text{empleo}.$$

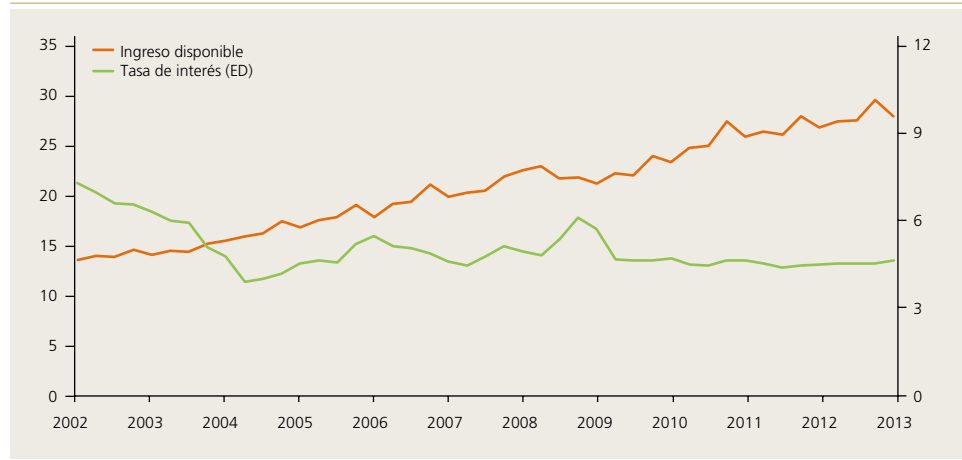
Para corroborar la robustez de la estimación, utilizamos una segunda especificación del modelo usando la variable *actividad económica* en lugar de *ingreso disponible*.

Las tasas de interés de largo plazo corresponden al promedio de las tasas fijas de mutuos hipotecarios endosables y no endosables. Esta es la principal fuente de financiamiento hipotecario de las personas en Chile y son emitidos por los bancos y las administradoras de mutuos hipotecarios. Esta tasa de interés disminuyó fuertemente entre el 2002 y el 2004, y ha permanecido relativamente estable desde entonces (gráfico 2). Las bajas tasas de interés han implicado un crecimiento estable del *stock* de hipotecas (8,7% en promedio desde junio del 2009). Es importante señalar que otros estudios han usado tasas de interés de corto plazo (Suton, 2002; Tsatsaronis and Zhu, 2004; Chen et al., 2013). Sin embargo, esta tasa genera un efecto ambiguo en los precios de las viviendas. Por un lado, un alza de la tasa de interés de corto plazo baja los precios de viviendas debido a la menor demanda por espacios habitables, ya que sube la tasa de los préstamos hipotecarios de tasa variable, todo lo demás constante. En Chile, esta clase de hipotecas es poco común (menos de 5%). Por otro, un incremento de las tasas de interés de corto plazo también podría elevar los precios de las viviendas debido a que el mayor costo financiero que enfrentan las constructoras reduce la oferta de espacios habitables (Adams y Füss, 2010).

Gráfico 2

Ingreso disponible y tasa de interés de largo plazo (*)

(millones de pesos, porcentaje)



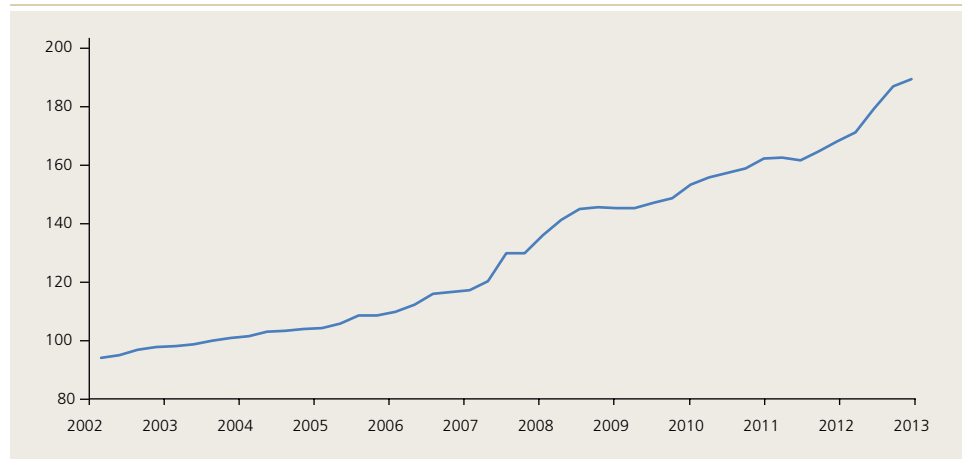
Fuentes: Banco Central de Chile y Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.

(*) Corresponde a precios de transacciones del Servicio de Impuestos Internos, usando el enfoque del ajuste mixto. Este método clasifica la muestra en grupos de propiedades según ciertas características, como ubicación y tipo de vivienda, y los combina con la participación en las ventas como vector de ponderación.

Gráfico 3

Costos agregados de edificación

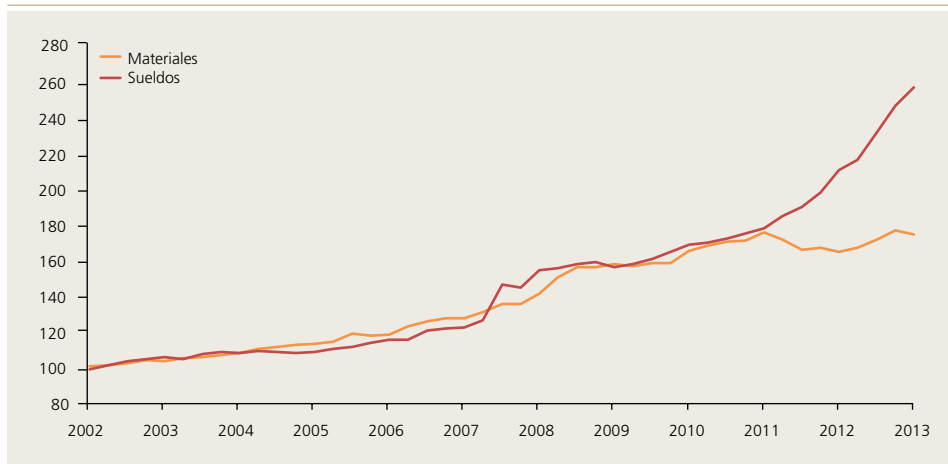
(índice, base diciembre .78 = 100)



Fuente: Cámara Chilena de la Construcción.

Gráfico 4**Salarios y materiales, sector de la construcción**

(índice, base diciembre .78 = 100)



Fuente: Cámara Chilena de la Construcción.

El índice de costos de edificación (ICE) es calculado por la Cámara Chilena de la Construcción (CChC) y corresponde al costo de construir una propiedad residencial básica de una planta, con una superficie construida de 70 metros cuadrados. En términos reales, el ICE ha aumentado durante todo el período muestral (7% anual), y con más fuerza desde el 2012 (13% anual). El principal factor tras esta expansión ha sido el componente salarial, que ha aumentado más que los salarios de todas las demás actividades económicas del país (gráficos 3 y 4). Esto podría ser reflejo de una relativa escasez de mano de obra en el sector de la construcción. En contraste, el costo de los materiales se ha mantenido a consecuencia del uso creciente de materiales importados, cuyos precios han bajado debido a la apreciación cambiaria del 2012 (Cámara Chilena de la Construcción, 2013).

V. RESULTADOS EMPÍRICOS**1. Tests de raíz unitaria**

La literatura empírica ha demostrado que los precios de viviendas y las variables macroeconómicas están bien caracterizados por un proceso de raíz unitaria (Adams y Füss, 2010), lo que también es válido para los datos de Chile. El cuadro 2 presenta los resultados de tests de raíz unitaria según DF aumentado (Dickey y Fuller, 1979) y PP (Phillips y Perron, 1988). En ambos casos, no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para el nivel de precios de viviendas, el ingreso disponible y el costo de edificación, pero se rechaza categóricamente para la primera diferencia de las variables. Así, a un nivel de significancia de 5%, el nivel de los precios de viviendas, el ingreso y los costos de edificación son series integradas de orden 1 o $I(1)$. El proceso de raíz unitaria es rechazado para el nivel de las tasas de interés, en línea con la teoría que sugiere que las tasas de interés no pueden seguir un proceso de raíz unitaria puesto que son funciones de la tasa de interés natural y de la tasa de inflación esperada, ambas series con un comportamiento de reversión a la media.

Cuadro 2

Tests de raíz unitaria

| | ADF | | PP | |
|--------------------------------|-------|--------------------|-------|--------------------|
| | Nivel | Primera diferencia | Nivel | Primera diferencia |
| | Prob. | Prob. | Prob. | Prob. |
| Precio de viviendas | 0,750 | 0,000 | 0,796 | 0,000 |
| Ingreso disponible | 0,802 | 0,000 | 0,864 | 0,000 |
| Tasa de interés de largo plazo | 0,050 | 0,000 | 0,053 | 0,000 |
| Costos de construcción | 0,997 | 0,000 | 0,997 | 0,000 |

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota: Este cuadro presenta los tests de raíz unitaria: Dickey Fuller aumentado (ADF) y el de Phillips-Perron (PP). La selección de rezagos para el ADF se basa en el criterio de información de Akaike con un máximo de cuatro rezagos, incluyendo una constante pero no una tendencia en la regresión. El ancho de banda para el test PP se basa en Newey-West usando kernel de Bartlett. El período muestral es 2002.I-2013.I.

2. Modelo de largo plazo

El cuadro 3 presenta un modelo simple de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) que expresa los precios de viviendas como función del ingreso disponible, la tasa de interés de largo plazo y el índice de costos de edificación. La principal conclusión que surge de los parámetros estimados es que en Chile sí existe un proceso de cointegración para el mercado inmobiliario y las variables económicas. De hecho, el término residual de la ecuación de largo plazo del cuadro 3 rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 10% de significancia⁷ y las tres variables macroeconómicas son estadísticamente significativas y tienen el signo correcto.

El coeficiente del ingreso disponible es positivo e implica que un incremento de 1% en esta variable aumenta los precios de viviendas en 0,26% en el largo plazo. Este valor se condice con estudios internacionales que encuentran una elasticidad ingreso inferior a la unidad (Girouard et al. 2006; Adams y Füss, 2010), pero es inferior al de resultados anteriores para Chile: 0,78 en Idrovo y Lennon (2013) y 0,97 en Cubeddu et al. (2012). Utilizando la actividad económica en lugar del ingreso disponible (modelo LP2, cuadro 3) se obtiene una elasticidad similar (0,27). Sin embargo, el ajuste del modelo es mejor cuando se usa el ingreso disponible.

La tasa de interés de largo plazo tiene un impacto negativo en los precios de viviendas. El parámetro estimado implica que un aumento de 100 puntos base de esta tasa reduce el índice de precios de las viviendas en 2,0%. Esta relación negativa entre ambas variables ha sido documentada en estudios previos. Lo anterior puede ocurrir porque la mayoría de las familias no cuenta con los recursos necesarios para comprarse una vivienda al contado, de

7 El estadístico ADF es -4,063, menor que el valor crítico para cuatro variables al 10% de significancia (-3,81) usando valores críticos asintóticos para los tests de cointegración calculados por Davidson y MacKinnon (1993). Además, se realizaron los siguientes tests sobre el término residual: i) el estadístico Jarque-Bera para testear normalidad es 4,58 con un valor crítico al 5% de 5,99, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos se distribuyen según la normal, ii) el test asintótico de Breusch-Godfrey para la correlación serial hasta el cuarto rezago tiene una probabilidad de 0,05, de modo que no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial, iii) el test de White permite concluir que los residuos son heterocedásticos, con un valor P de 0,07, iv) finalmente, el test para residuos ARCH con uno a cuatro rezagos da una probabilidad en el rango de 0,36 a 0,77, lo que implica residuos ARCH.



modo que están obligadas a tomar un crédito hipotecario. Por lo tanto, cuando sube la tasa de interés aumenta el costo financiero lo que hace disminuir la demanda por viviendas y con ello el precio.

Los costos de edificación tienen un impacto positivo en el índice de precios de viviendas, y el parámetro es estadísticamente significativo al 1% de significancia en el modelo de largo plazo. Un incremento de 1% en los costos de edificación eleva el precio de las viviendas en 0,45%. Este resultado es coherente con estudios internacionales que reportan una relación positiva entre los costos de oferta y los precios de viviendas (Chen et al., 2013). Desglosando el índice de costos entre salarios y materiales, solo el componente salarial es significativo (modelo LP3, cuadro 3).

El valor predicho del índice de precios de vivienda muestra una tendencia similar a la del valor efectivo (gráfico 5). Las mayores diferencias se observan en el período 2008-2009, en cuyo caso los valores efectivos son inferiores a los valores implícitos por los determinantes macroeconómicos, dentro de un intervalo de confianza de 1,96 desviaciones estándares. Hacia el final de la muestra, el índice efectivo y el índice estimado reportan valores similares, por lo que el término de error es cercano a cero (gráfico 6).

Cuadro 3

Modelo de largo plazo

| | LP1 | LP2 | LP3 |
|--------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| Tasa de interés de largo plazo | -1,998*** | -2,512*** | -2,058*** |
| | -3,30 | -3,55 | -3,45 |
| Ingreso disponible per cápita | 0,259*** | | 0,294*** |
| | 3,61 | | 3,680 |
| Actividad económica | | 0,268*** | |
| | | 2,96 | |
| Costos de construcción | 0,449*** | 0,485*** | |
| | 3,77 | 3,92 | |
| Salarios | | | 0,215*** |
| | | | 4,510 |
| Materiales | | | 0,106 |
| | | | 0,800 |
| Constante | -0,430 | -1,941 | -0,463 |
| | -0,69 | -1,49 | -0,73 |
| Número de observaciones | 45 | 45 | 45 |
| R ² | 0,954 | 0,948 | 0,960 |
| Akaike | -206,3 | -200,8 | -207,5 |
| Error Dfuller (p-value) | 0,0011 | 0,0014 | 0,0008 |

Fuente: Cálculos de los autores.

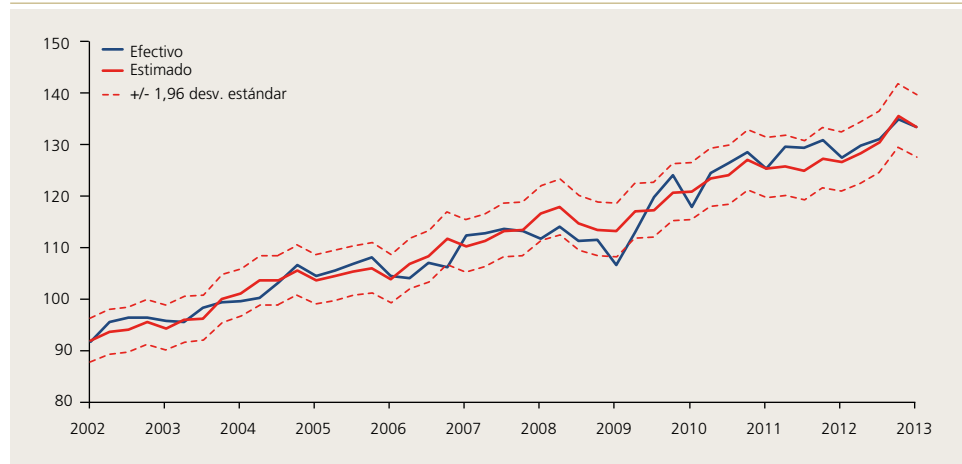
Nota. Los precios de viviendas y las variables macroeconómicas se expresan en términos logarítmicos. La regresión de largo plazo, estimada por MCO, tiene la forma: $P_t = \delta_0 + \delta_1 Y_t - \delta_2 r_t + \delta_3 CC_t + \epsilon_t$. Los números bajo los coeficientes corresponden al test t.

*Significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. La muestra ajustada es 2002.I – 2013.I.

Gráfico 5

Precios de viviendas (*)

(índice, base marzo .04 = 100)



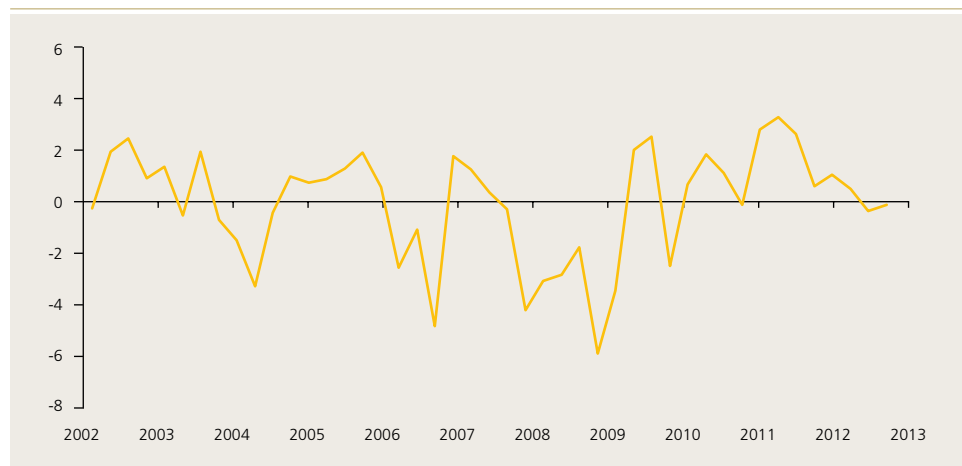
Fuente: Cálculos de los autores.

(*) Corresponde a precios de transacciones del Servicio de Impuestos Internos, usando el enfoque del ajuste mixto. Este método clasifica la muestra en grupos de propiedades según ciertas características, como ubicación y tipo de vivienda, y los combina con la participación en las ventas como vector de ponderación.

Gráfico 6

Término de error (*)

(índice, base marzo .04 = 100)



Fuente: Cálculos de los autores.

(*) Corresponde a precios de transacciones del Servicio de Impuestos Internos, usando el enfoque del ajuste mixto. Este método clasifica la muestra en grupos de propiedades según ciertas características, como ubicación y tipo de vivienda, y los combina con la participación en las ventas como vector de ponderación.



Cuadro 4

Modelo de largo plazo por tipo de propiedad

| | Casas | Departamentos |
|--------------------------------|-----------|---------------|
| Tasa de interés de largo plazo | -2,840*** | -0,936* |
| | -2,78 | -1,71 |
| Ingreso disponible per cápita | 0,281*** | 0,209** |
| | 2,86 | 2,270 |
| Costos de construcción | 0,582*** | 0,391** |
| | 3,59 | 2,40 |
| Constante | -1,143 | 0,391 |
| | -1,30 | 0,52 |
| Número de observaciones | 45 | 45 |
| R ² | 0,925 | 0,920 |
| Error Dfuller (p-value) | 0,0125 | 0 |

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota. Los precios de viviendas y las variables macroeconómicas se expresan en términos logarítmicos. La regresión de largo plazo, estimada por MCO, tiene la forma: $P_t = \delta_0 + \delta_1 Y_t - \delta_2 r_t + \delta_3 CC_t + \omega_t$, donde P_t es el precio de casas y departamentos. Los números bajo los coeficientes corresponden al test t .

*Significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. La muestra ajustada es 2002.I – 2013.I.

El mismo modelo se estima también por separado para casas y departamentos. Todos los parámetros son significativos y tienen el signo esperado (cuadro 4). Las casas son más sensibles a los cambios en la tasa de interés de largo plazo y en el ingreso disponible. Los costos de edificación son más importantes para las casas que para los departamentos, lo que puede deberse a que la curva de oferta de las casas es más elástica. Esto es así porque si las constructoras enfrentan un *shock* inesperado durante el período de construcción de un proyecto de departamentos, de todos modos tienen que continuar hasta terminar el edificio porque ya han adquirido compromisos con algunas unidades. Sin embargo, las casas se construyen manteniendo un *stock* menor de unidades sin terminar, y resulta más fácil ajustar la oferta a la demanda.

3. Modelo de corto plazo

El cuadro 5 presenta los resultados para el modelo de corto plazo de acuerdo a la ecuación (4). El término de corrección de errores es negativo y estadísticamente significativo. El valor relativamente alto del coeficiente —alrededor de -0,4— sugiere que la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo de los precios de viviendas es elevada. El valor anterior implica que cualquier desviación de los precios de viviendas de sus valores de largo plazo se ajusta 40% cada trimestre; en otras palabras, las perturbaciones tienen una vida media de apenas un trimestre y 90% de la brecha con el equilibrio se cierra al tercer trimestre. Sin embargo, el amplio intervalo de confianza del coeficiente sugiere que el valor potencial podría pasar de -0,09 a -0,78 con un 95% de probabilidad. Estos resultados son similares al de otros estudios de precios de viviendas en Chile. Cubeddu et al. (2012) encuentran un ajuste casi instantáneo (-0,88 cada trimestre). Idrovo y Lennon (2013) estiman una vida media de las perturbaciones de alrededor de dos trimestres (-0,08 mensual).

Cuadro 5

Modelo de corto plazo

| | CP1 | CP2 | CP3 |
|-----------------------------------|---------------|---------------|---------------|
| D(Precio de vivienda) | -0,063 | -0,039 | -0,085 |
| L1 | -0,45 | -0,29 | -0,64 |
| D(Ingreso disponible per cápita) | 0,251*** | 0,287*** | 0,275*** |
| | 3,51 | 4,04 | 3,98 |
| D(Tasa de interés de largo plazo) | -3,131*** | -2,763*** | -2,591*** |
| L1 | -3,13 | -3,08 | -2,73 |
| D(Costos de construcción) | 0,122 | | |
| | 0,86 | | |
| D(Salarios) | | 0,225*** | 0,233*** |
| | | 2,69 | 2,91 |
| D(Materiales) | | -0,319** | -0,399*** |
| | | -2,51 | -3,09 |
| D(Ipsa) | | | 0,067** |
| L2 | | | 2,54 |
| D(Crédito hipotecario) | | | -0,35692731 |
| | | | -1,24 |
| Corrección de errores | -0,442*** | -0,566*** | -0,610*** |
| | -2,58 | -3,35 | -4,00 |
| | [-0.78;-0.09] | [-0.91;-0.22] | [-0.90;-0.32] |
| Número de observaciones | 44 | 44 | 43 |
| R ² | 0,541 | 0,614 | 0,665 |

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota: Los precios de viviendas y las variables macroeconómicas se expresan en términos logarítmicos y en primeras diferencias (D), con excepción de las tasas de interés. La regresión de corto plazo, estimada por MCO, tiene la forma:

$$\Delta P_t = \lambda_0 + \lambda_1 \sum_{i=1}^T \Delta P_{t-i} + \lambda_2 \sum_{i=1}^T \Delta Y_{t-i} - \lambda_3 \sum_{i=1}^T \Delta r_{t-i} + \lambda_4 \sum_{i=1}^T \Delta CC_{t-i} + \lambda_5 X_t - \lambda_6 \omega_{t-1} + \theta_t$$

Los números bajo los coeficientes corresponden al test t.

*Significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%. La muestra ajustada es 2002.I – 2013.I.

El modelo se estimó primero con cuatro rezagos de cada variable independiente, pero esta especificación final considera solo los rezagos significativos (L).

Respecto del resto de los parámetros, la mayoría de las variables macroeconómicas son significativas y tienen el signo correcto. La elasticidad del ingreso es positiva e inferior a la unidad (0,25), y el primer rezago de la variación de la tasa de interés tiene un impacto negativo en los precios de las propiedades residenciales (-3,13). Los costos de edificación, en tanto, no son estadísticamente significativos en el modelo de corto plazo⁸. Al considerar la descomposición entre salarios y materiales en el modelo de corrección de errores, solo el componente salarial resulta ser positivo y significativo para explicar la variación de los precios de viviendas. El coeficiente de los costos de los materiales es contemporáneamente negativo, lo que podría atribuirse al esquema de planificación de las empresas constructoras, quienes normalmente compran los materiales con varios trimestres de antelación y por lo tanto los costos actuales son menos importantes en la determinación de sus precios.

⁸ Algunos estudios han excluido el impacto de los costos de edificación en la dinámica de precios de la vivienda debido al supuesto de que la oferta no varía en el corto plazo.



En coherencia con el alto valor del término de corrección de errores, la autocorrelación de los precios de viviendas no es significativa a ningún rezago. Se incluyeron dos variables exógenas nuevas en el modelo de corto plazo. La primera es el retorno sobre el índice bursátil con un coeficiente positivo y significativo. No obstante, el signo del coeficiente contradice la teoría de que en un modelo de portafolio, un incremento del retorno de una clase de activo (acciones) lleva a una caída en otros activos (bienes raíces). La segunda variable exógena corresponde al crecimiento del *stock* de créditos hipotecarios en exceso de su nivel de largo plazo⁹. En teoría, cuando aumentan los créditos hipotecarios crece la demanda por espacios habitables y con ella los precios de las propiedades. Sin embargo, los parámetros no son significativos.

4. Estabilidad de los parámetros

El modelo estimado fue analizado en términos de la estabilidad de los parámetros. Con este fin, estimamos una ecuación con ventanas móviles de 25 trimestres, que parten en el 2002.I. Los coeficientes recursivos (R_t) comprenden un conjunto de muestras con observaciones que cubren desde el período t hasta $t+25$.

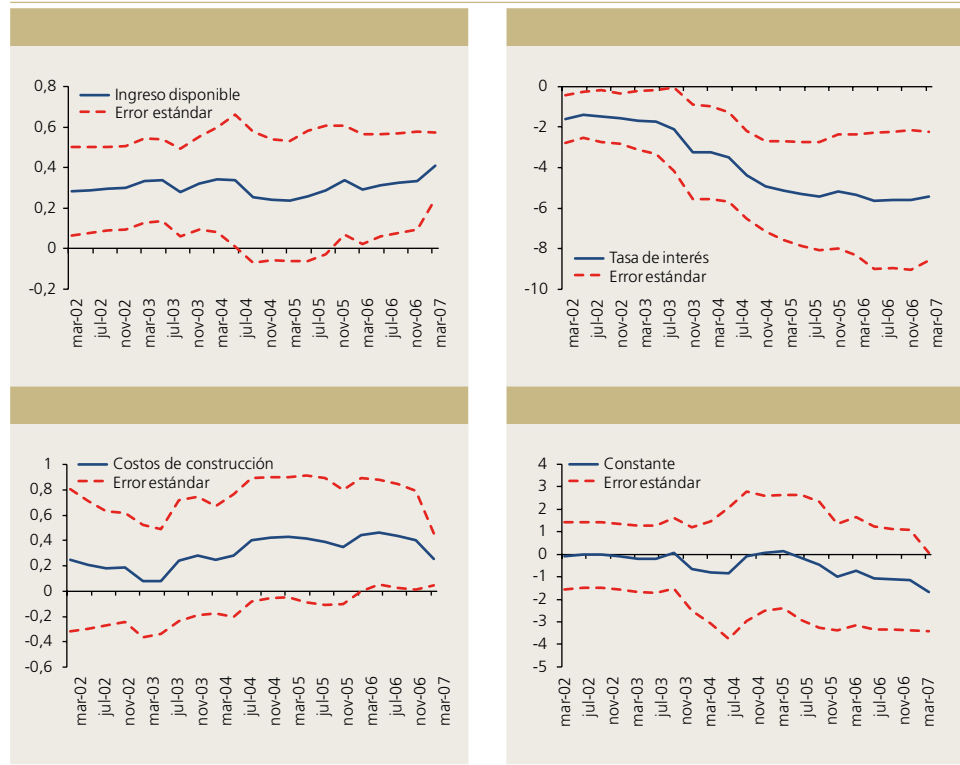
Los cuatro paneles del gráfico 7 muestran los coeficientes recursivos de la ecuación de largo plazo con una banda de confianza de dos errores estándares. En general, la elasticidad ingreso y la tasa de interés son significativamente distintas de cero a través de toda la muestra. Por otra parte, los costos de edificación no son distintos de cero antes del 2006.IV y solo cuando se agregan datos del 2007 en adelante la elasticidad del precio a los costos de edificación se hace significativa.

El modelo de corrección de errores es ligeramente distinto (gráfico 8). Las cuatro variables no son distintas de cero al comienzo de la muestra, y cuando se consideran datos desde el 2005 en adelante, el ingreso disponible y la tasa de interés se hacen significativos. El término de corrección de errores es significativo solo cuando se incorporan datos desde el año 2007 en adelante.

9 Corresponde al componente cíclico de un filtro de Hodrick-Prescott del crecimiento del crédito hipotecario.

Gráfico 7

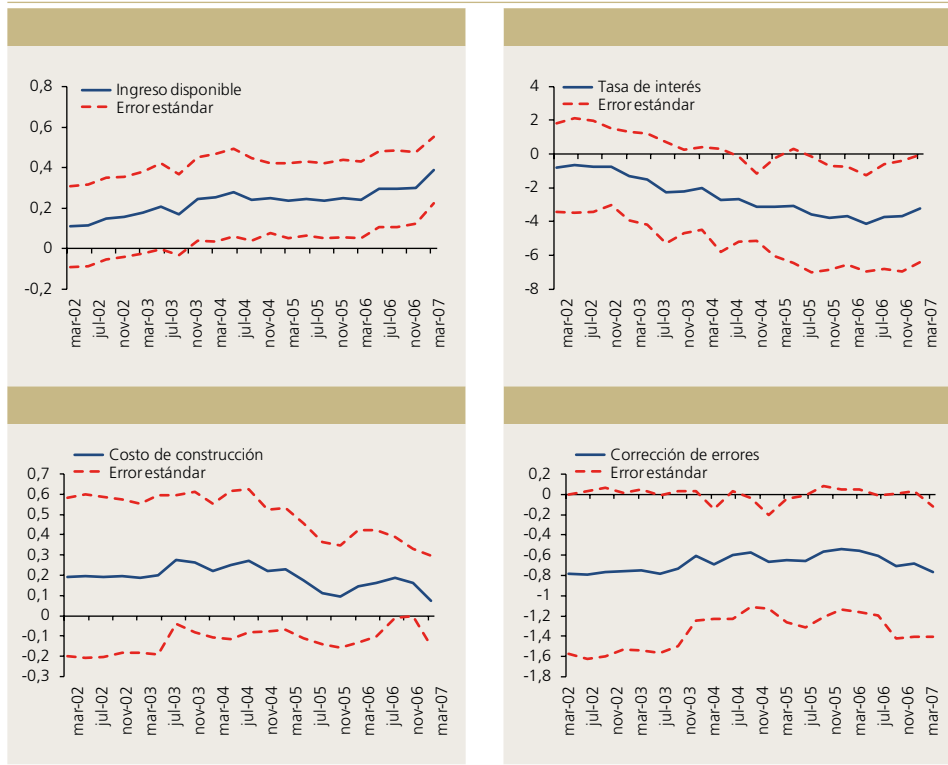
Estimación recursiva: ecuación de largo plazo



Fuente: Cálculos de los autores.

Gráfico 8

Estimación recursiva: ecuación de corto plazo



Fuente: Cálculos de los autores.

VI. CONCLUSIONES E IMPLICANCIAS DE POLÍTICA

Este estudio analiza los precios de vivienda en Chile utilizando variables macroeconómicas para explicar su comportamiento. La variable dependiente es el índice de precios de viviendas de Chile computado por el Banco Central de Chile, en tanto las variables explicativas son el ingreso disponible, la tasa de interés de largo plazo —ambas con efectos en la curva de demanda—, y los costos de edificación, que inciden en la oferta.

Primero se estima una ecuación de largo plazo utilizando un modelo de forma reducida derivado de los determinantes de las curvas de oferta y demanda. Los resultados muestran que un incremento de 100 puntos base en la tasa de interés de largo plazo hace caer el precio de las viviendas en 1,99%; un incremento de 1% en el ingreso disponible sube el precio en 0,26%, y un incremento de 1% en el costo de edificación lo sube en 0,45%.

Luego se evalúa la dinámica de corto plazo estimando un modelo de corrección de errores. Las perturbaciones de corto plazo tienen un ajuste rápido (un trimestre) a los niveles de largo

plazo. En cuanto a los determinantes, encontramos que las variables explicativas tienen el signo correcto y son significativas, excepto los costos de edificación. Por lo tanto, separamos dichos costos entre salarios y materiales. El coeficiente del salario es positivo y significativo (según lo esperado), pero la primera diferencia contemporánea de los costos de materiales es negativa, lo que puede deberse al sistema de planificación de las empresas constructoras.

Desde una perspectiva de política, este enfoque es sumamente útil para los macroeconomistas, quienes podrían incorporar las lecciones de este modelo de precios de viviendas en los modelos macroeconómicos más generales. Por ejemplo, Iacoviello y Neri (2008) estudian las fuentes y consecuencias de las fluctuaciones del mercado inmobiliario mediante un modelo DSGE. Los autores demuestran que los *shocks* del mercado inmobiliario se propagan de manera no despreciable al resto de la economía, afectando más al consumo que a la inversión comercial, y que han cobrado importancia a través del tiempo. Adam et al. (2011) presentan un modelo simple de precios de activos en una economía abierta que puede dar cuenta de la dinámica de los precios inmobiliarios y de la cuenta corriente en los países del G7 en los años 2001 al 2008. Asimismo, el modelo analizado en este documento puede resultar útil para los modelos financieros de hipotecas, mercados inmobiliarios y no pagos, como el de Korteweg y Sorensen (2012).

Por último, se incluye un ejercicio para testear la estabilidad de los parámetros utilizando una ventana móvil. En general, los parámetros son significativamente distintos de cero solo cuando se consideran datos del 2005 en adelante. Esta conclusión sugiere que los modelos de equilibrio de largo plazo requieren de series de tiempo más largas que las disponibles actualmente para obtener parámetros que no dependan del período muestral usado en la estimación. Las extensiones futuras de este estudio deberían considerar alargar las series de precios de vivienda e incluir más variables explicativas en el modelo. Por ejemplo, Duca et al. (2011) incorporan una medida de estándares de crédito hipotecario —la razón promedio del préstamo sobre el valor de la vivienda para quienes compran por primera vez— en un modelo invertido de demanda por viviendas que explica los precios inmobiliarios de Estados Unidos. Por las consideraciones anteriores, este trabajo es solo una aproximación a un modelo de equilibrio para los precios inmobiliarios en Chile.



REFERENCIAS

- Adam, K., P. Kuang y A. Marcet (2011). "House Price Booms and the Current Account." CEP Discussion Paper N°1064.
- Adams, Z. y R. Füss (2010). "Macroeconomic Determinants of International Housing Markets." *Journal of Housing Economics* 19: 38–50.
- BCCh, Banco Central de Chile (2014). Índice de Precios de Vivienda en Chile: Metodología y Resultados. Estudios Económicos Estadísticos N°107.
- Browne, F., T. Conefrey y G. Kennedy (2013). "Understanding Irish House Price Movements — A User Cost of Capital Approach." Research Technical Papers 04/RT/13, Central Bank of Ireland.
- Capozza, D.R., P.H. Hendershott, C. Mack y C.J. Mayer (2002). "Determinants of Real House Price Dynamics." NBER Working Paper N°9262.
- Cámara Chilena de la Construcción (2013). Informe Macroeconómico, Mach 39.
- Chen, R.D., C. Gan, B. Hu y D.A. Cohen (2013). "An Empirical Analysis of House Price Bubble: A Case Study of Beijing Housing Market." *Research in Applied Economics* 5(1) 77-97.
- Ciarlone, A. (2012). "House Price Cycles in Emerging Economies." Temi di Discussione N°863, Banca D'Italia, abril.
- Cubeddu, L., C.E. Tovar y E. Tsounta (2012). "Latin America: Vulnerabilities under Construction?" IMF Working Paper WP/12/193.
- Davidson, R. y J.G. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*: Oxford University Press.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979). "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* vol. 74, pp. 427–431.
- Duca, J., J. Muellbauer y A. Murphy (2011). "Credit Standards and the Bubble in US House Prices: New Econometric Evidence." BIS Papers N°64.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica* 55(2): 251–76.
- Girouard, N., M. Kennedy, P. van den Noord y C. André (2006). "Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals." OECD Working Paper N°475.
- Glindro, E.T., T. Subhanij, J. Szeto y H. Zhu (2011). "Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies." *International Journal of Central Banking* 7(3): 163-204.
- Iacoviello, M. y S. Neri (2008). "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model." Working Paper N°145, National Bank of Belgium.

- Idrovo, B. y J. Lennon (2013). "Una Aplicación de Métodos de Detección de Burbuja Inmobiliaria: Caso Chile." Documento de Trabajo, Cámara Chilena de la Construcción.
- Inder, B. (1993). "Estimating Long-run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches." *Journal of Econometrics* 57: 53–68.
- Johnston, J. y J. DiNardo (1997). *Econometric Methods*: Mc Graw Hill, 4a edición.
- Korteweg, A.G. y M. Sorensen (2012). "Estimating Loan-to-value and Foreclosure Behavior NBER Working Paper N°w17882.
- Mikhed, V. y P. Zemčík (2009). "Do House Prices Reflect Fundamentals? Aggregate and Panel Data Evidence." *Journal of Housing Economics* 18: 140–9.
- Parrado, E., P. Cox y M. Fuenzalida (2009). "Evolución de los Precios de Vivienda en Chile." *Economía Chilena* 12(1): 51-68.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika* 75: 335–46.
- Sagner, A. (2009). "Determinantes del Precio de Viviendas en Chile." Documento de Trabajo N°549, Banco Central de Chile.
- Salazar, N., R. Steiner, A. Becerra y J. Ramírez (2012). "¿Qué Tan Desalineados Están los Precios de la Vivienda en Colombia?" Fedesarrollo, junio.
- Stock, J. y M. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* 61(4): 783–820.
- Suton, G. (2002). "Explaining Changes in House Prices." BIS Quarterly Review, septiembre.
- Tsatsaronis, K. y H. Zhu (2004). "What Drives Housing Price Dynamics: Cross-country Evidence." BIS Quarterly Review, marzo.
- Tsounta, E. (2009). "Is the Canadian Housing Market Overvalued? A Post-crisis Assessment." IMF Working Paper WP/09/235.
- Vio, C. (2012). "Residential Property Price Index: Preliminary Results for Chile." IFC Bulletin N°36.



APÉNDICE

CUADRO A1

Modelo de rezagos autorregresivos

| Variable | Coefficiente | Test t |
|--------------------------------|--------------|--------|
| Precios de viviendas | | |
| L1. | 0,433 | 1,82 |
| L2. | 0,099 | 0,43 |
| L3. | -0,263 | -1,02 |
| L4. | 0,349 | 1,34 |
| L5. | -0,258 | -1,51 |
| Tasa de interés de largo plazo | | |
| L0. | -1,486 | -0,75 |
| L1. | -1,871 | -0,79 |
| L2. | -0,360 | -0,14 |
| L3. | 3,497 | 1,66 |
| L4. | -2,397 | -1,68 |
| L5. | 0,688 | 0,51 |
| Ingreso disponible per cápita | | |
| L0. | 0,118 | 0,83 |
| L1. | 0,009 | 0,04 |
| L2. | 0,031 | 0,29 |
| L3. | 0,143 | 0,98 |
| L4. | -0,094 | -0,56 |
| L5. | -0,036 | -0,24 |
| Costos de construcción | | |
| L0. | -0,055 | -0,13 |
| L1. | 0,413 | 0,86 |
| L2. | -0,426 | -1,08 |
| L3. | 0,093 | 0,18 |
| L4. | -0,292 | -0,62 |
| L5. | 0,600 | 1,78 |
| Constante | -0,472 | -0,29 |
| Coeficientes de largo plazo | | |
| Tasa de interés de largo plazo | -3,016 | |
| Ingreso disponible per cápita | 0,268 | |
| Costos de construcción | 0,519 | |
| Constante | -0,738 | |

Fuente: Cálculos de los autores.

Nota. Los precios de viviendas y las variables macroeconómicas se expresan en términos logarítmicos. La muestra ajustada es 2002.I – 2013.I.