

DOCUMENTOS DE TRABAJO
CÁMARA CHILENA DE LA CONSTRUCCIÓN

WORKING PAPERS
CHILEAN CONSTRUCTION CHAMBER



N°76

AGOSTO 2013

**Precios de Viviendas Nuevas: Análisis de Cointegración para el caso del
Gran Santiago, Chile**

JOAQUÍN LENNON S. BYRON IDROVO A.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de la Mesa Directiva de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. o sus directivos. Se prohíbe la reproducción total o parcial de este documento sin autorización previa de la Cámara Chilena de la Construcción A.G.

Precios de Viviendas Nuevas: Análisis de Cointegración para el caso del Gran Santiago, Chile*

Byron Idrovo** Joaquin Lennon***

*Cámara Chilena de la Construcción, Gerencia de Estudios.
(Agosto 2013)*

Resumen

El objetivo de esta investigación es comprobar la existencia de shocks persistentes (o burbuja inmobiliaria) en el índice real de precios de viviendas nuevas (IRPV) del Gran Santiago. El período de análisis es enero de 1994 a octubre de 2012. Para ello, utilizamos dos procedimientos de identificación de los determinantes del IRPV: el análisis de cointegración entre el indicador de precio y sus variables fundamentales; y el método de Levin & Wrigth (1997) para estimar la importancia del componente especulativo en el precio de las viviendas. A partir del análisis de cointegración, se descarta la presencia de shocks persistentes en la dinámica del precio real de vivienda. Por lo que, la evolución de largo plazo del IRPV se condice con la observada en sus variables fundamentales (tasa promedio de letras hipotecarias a un plazo mayor que 20 años, índice de remuneraciones reales, costo de mano de obra del sector construcción y el desempeño del mercado bursátil local). Por otro lado, utilizando un modelo de corrección de errores, se obtiene que el actual nivel de precio tenderán a ajustarse gradualmente hasta armonizarse con la dinámica de sus fundamentos. Por lo que se presume que, al existir cointegración, el proceso de ajuste del precio hacia su nivel de equilibrio (en el sentido estadístico) sería sin mayores costos en término de actividad y desempleo. Finalmente, la conclusión basada en el modelo de Levin & Wrigth (1997) es consistente con el resultado de cointegración, en el sentido de que las variables fundamentales del precio han tenido una mayor preponderancia en la evolución del IRPV respecto de la observada por las distintas medidas de especulación aquí testeadas.

Palabras clave: Burbuja inmobiliaria; cointegración; índice de precios de viviendas nuevas; especulación.

*Los autores agradecen los valiosos comentarios de Marcela Ruiz-Tagle, Leonardo Hernandez, Eric Parrado, Jorge Cariola y del equipo de la Gerencia de Estudios de la Cámara Chilena de la Construcción. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

**E-mail: bidrovo@cchc.cl

***E-mail: jlennon@cchc.cl

1. Introducción

El estudio y seguimiento de los precios de las viviendas es un tema que ha tomado trascendencia en las políticas económicas en el mundo, especialmente después de detonarse la crisis *sub prime*, la más grande después de la Gran Depresión de los años 30's, y cuyas consecuencias parecen aún no terminar de manifestarse y de entenderse. En los años previos a la crisis *sub prime* se registraron enormes auges en los precios inmobiliarios en muchas economías desarrolladas, lo que medios especializados calificaron como la mayor burbuja de activos en la historia¹. En este contexto, el estudio de las llamadas burbujas de precios inmobiliarios ha tomado especial relevancia, así como su oportuna identificación y los factores que determinan en mayor medida su emergencia. Lo anterior, de forma tal de tomar medidas correctivas si corresponde y prevenir situaciones de crisis financieras y económicas.

Una burbuja de precios se entiende generalmente como una desviación de estos –significativa y sostenida– de sus fundamentos económicos y por tanto es plausible que exista un auge importante de los precios sin que esto suponga una burbuja, en caso que las variables fundamentales (como los ingresos de las personas) lo soporten. Las burbujas son potencialmente nocivas para la estabilidad económica y financiera, dado que de existir es muy probable que en algún momento insospechado se “revienten” bruscamente, es decir, que los precios retornen a valores más acordes con una situación de equilibrio, ajuste que puede tener consecuencias severas para la economía y el bienestar de un país². Sin embargo, al no ser un fenómeno directamente observable, es difícil lograr identificar con precisión en qué momento se da una burbuja de precios de activos.

En este contexto, el objetivo de este documento es analizar si en el período 1994-2012 el mercado de viviendas nuevas del Gran Santiago ha experimentado o no una burbuja de precios, en particular en la última década en que estos se han acelerado. Para lo anterior, se utilizan y complementan dos de los enfoques con mayor aceptación en la literatura respectiva. El análisis de cointegración, en que se testea la presencia de una relación estable de largo plazo entre la evolución de los precios de las viviendas y sus principales fundamentos económicos, y la metodología de Levin & Wright (1997), que incorpora el concepto de expectativas y de especulación económica, elementos que constituyen la raíz de las causas de toda burbuja de precios de activos. Para lo anterior se utiliza el Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV), elaborado por la Coordinación Económica de la Cámara Chilena de la Construcción (CChC)³.

Los principales resultados y conclusiones son que los fundamentos han acompañado y sostenido en gran medida la evolución reciente del IRPV y que el auge actual de los precios está lejos de los booms experimentados últimamente por los países desarrollados. En efecto, el período de auge en los precios inmobiliarios de Chile comprendido entre 2006 y la actualidad corresponde a una desviación del nivel de tendencia cercano a 12 %, lo cual se compara con un 40 % en que se han desviado en promedio los precios inmobiliarios de su tendencia en los 25 principales ciclos de auges de las principales economías desarrolladas en los últimos 40 años. Sin embargo, es una situación que amerita constante seguimiento e investigación dada la relevancia sistémica que tienen los mercados inmobiliarios en general. Además, el estudio de las burbujas es relativamente novedoso por lo que es positivo estar atentos a nuevas tendencias, ideas, relaciones e investigaciones.

El siguiente estudio constituye un aporte a la evidencia empírica nacional sobre la presencia de una la

¹The Economist (2005).

²Para la importancia del sector inmobiliario y de las fluctuaciones de precios en el balance de los hogares y en la estabilidad macroeconómica y financiera, ver Parrado et al. (2009)

³Para detalles metodológicos, ver Idrovo & Lennon (2011).

burbuja inmobiliaria en en Gran Santiago, dado que el único trabajo hasta la fecha, Desaurmeaux (2011), no incorpora el enfoque de especulación y en su análisis de cointegración omite la estimación de un modelo de corrección de errores, al mismo tiempo que utiliza el IRPV pero con una base de datos de menor historia. Sin embargo, el considerar para el análisis de burbuja de precios sólo el mercado inmobiliario de viviendas nuevas es una clara limitante, al dejar fuera buena parte del stock correspondiente a viviendas usadas. Lamentablemente a la fecha no hay un indicador público que haga posible dicho análisis. De igual forma se hace necesario ampliar el análisis a otras ciudades importantes del país, como Concepción y Valparaíso.

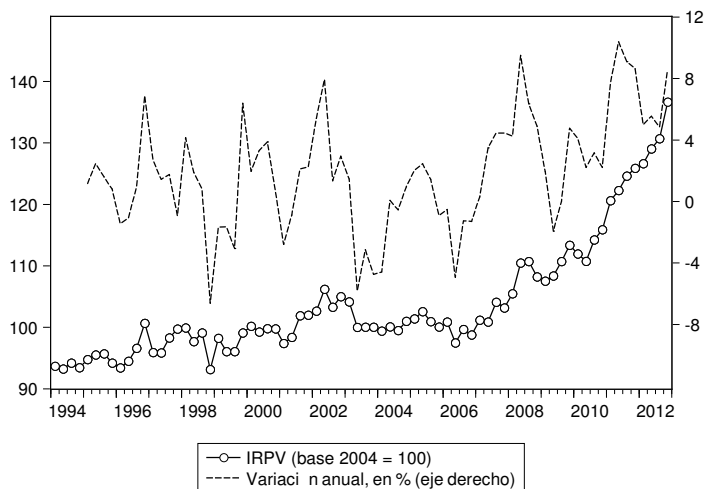
El documento se estructura de la siguiente manera: la segunda sección entrega algunos antecedentes sobre la evolución del IRPV y sitúa el reciente auge en el contexto internacional de booms inmobiliarios; la tercera sección presenta el marco teórico; la cuarta sección describe los datos utilizados; la quinta sección exhibe los resultados y la sexta sección concluye.

2. Hechos estilizados

La evolución del Índice Real de Precios de Viviendas (IRPV) para el Gran Santiago se muestra en la Figura 1. Este es un índice real por cuanto los precios de las viviendas utilizadas para su construcción -ventas de viviendas nuevas- están expresados en Unidades de Fomento y por lo tanto las variaciones están descontadas de inflación. Además, es un índice que controla por superficie construida y por localidad geográfica (ver sección 4 para más detalle).

Como se puede observar -tomando el promedio del índice en trimestres móviles- entre el primer trimestre de 1994 y el cuarto de 2005 el crecimiento de los precios fue moderado (6,8%), alcanzando un aumento promedio anual de 0,8%. Desde entonces, el IRPV muestra una clara tendencia alcista de mayor pendiente. En efecto, el promedio de crecimiento anual entre el año 2006 y el 2012 aumenta a 3,8%. Con todo, entre el primer trimestre de 2006 y el último de 2012 las viviendas nuevas en el Gran Santiago aumentaron de valor en más de un tercio.

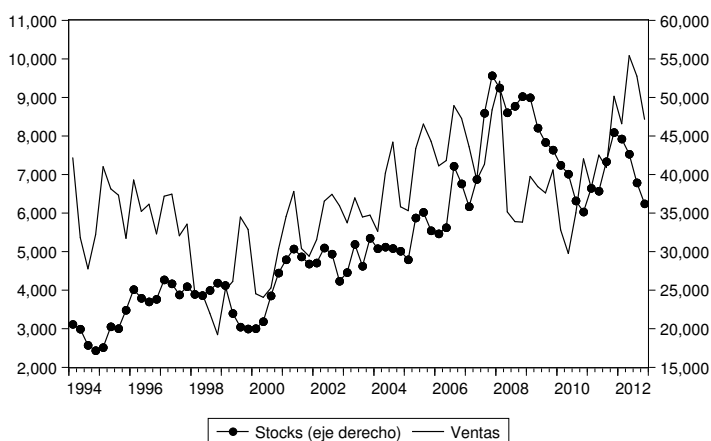
Figura 1: Evolución del Índice Real de Precios de Viviendas, series trimestrales



Fuente: CChC.

La Figura 2 nos muestra la evolución de los promedios en trimestres móviles de las ventas de viviendas nuevas y de las viviendas nuevas disponibles para su venta o los stock inmobiliarios para el Gran Santiago. La evolución de los precios es coherente con los principales episodios experimentados en este mercado. Podemos notar que para el año 1998, en que se vivieron las consecuencias de la crisis asiática, las ventas cayeron fuertemente, menor demanda que es coherente con la contracción de los precios en el último trimestre de dicho año. La recuperación de la demanda en conjunto con una caída del stock para 1999 se condice con la posterior recuperación de los precios. En cuanto al período 2006 - 2012, hay al menos dos grandes episodios que marcaron pauta. La crisis *sub prime* afectó las ventas inmobiliarias que acumularon niveles de stock sin precedentes en 2008, con lo cual se contrajeron los precios, y luego el terremoto de febrero de 2010 paralizó por unos meses el mercado inmobiliario afectando las ventas y los precios. En 2011 y 2012 se recuperó vigorosamente la venta de viviendas, y en menor medida la producción, lo que es congruente con el periodo de mayor expansión anual de los precios.

Figura 2: Evolución de las ventas y los stocks inmobiliarios en el Gran Santiago, series trimestrales



Fuente: CChC.

Tal como se comentó en la introducción, una debilidad inherente del siguiente estudio es el hecho de contar con información sólo de las viviendas nuevas y no de todas las viviendas comercializadas. Para tener una orden de magnitud del mercado considerado, entre enero y septiembre de 2012 se vendieron en la Región Metropolitana 26.898 viviendas nuevas y 28.926 usadas, es decir, las viviendas nuevas representan (al menos en dicho periodo) casi la mitad del mercado inmobiliario (48%)⁴. Pese a que en estricto rigor el análisis de este documento se centra en el mercado de viviendas nuevas, parece razonable suponer que entre viviendas de similares características y ubicación, una usada sólo vale algo menos por la depreciación derivada del uso. En efecto, según Sagner (2009) -en un análisis microeconómico de los determinantes de los precios de las viviendas- cerca del 70 % del nivel de precios de las viviendas es explicado por la ubicación, el acceso a bienes públicos, el entorno y, en menor medida, por los atributos físicos de la propiedad. Es decir, si las viviendas nuevas y usadas en venta se distribuyen en forma relativamente homogénea en la ciudad, lo más probable es que la evolución de sus precios sea muy similar, dado el alto grado de sustitución entre una vivienda nueva y una usada. En efecto, el mismo autor encuentra luego de controlar por características de las viviendas, que un 70 % del aumento de los precios (entre 1990 y 2009) es consecuencia de los factores macrofinancieros, dentro de los que destacan los ingresos del hogar⁵.

Por otra parte, cabe destacar como parte de los hechos relevantes a considerar, la evolución demográfica y de viviendas reciente en la zona. Según los datos del Censo⁶, en el decenio 1993-2002, la población de la Región Metropolitana aumentó a una tasa promedio anual de 1,48 %, mientras que en el decenio 2003-2012 se ralentizó para alcanzar una tasa de 1,01 %. Por su parte, las viviendas de la región aumentaron a una tasa de 2,5 % promedio anual en las últimas dos décadas, pasando de 1.286.486 viviendas en 1992 a 2.096.962 en 2012, lo que significa un aumento de 63 %. Esto es, más del doble del aumento experimentado por la población en dicho periodo (28 %), que para 2012 alcanzó las 6.683.852 personas.

El fuerte aumento de viviendas por sobre el aumento de la población obedece principalmente a la disminución de personas por hogar que se ha experimentado en los últimos años. En 2002 se registran 4,1

⁴Lo anterior según datos de los cuatro Conservadores de Bienes Raíces de la Región Metropolitana.

⁵Como veremos en la sección de resultados, lo anterior es coherente con los hallazgos de esta investigación.

⁶Datos tomados de "Resultados Preliminares Censo de Población y Vivienda 2012", INE.

personas por vivienda en promedio en la Región Metropolitana, mientras que para el año 2012 esta cifra cae a 3,2, es decir, se contrae en un 21,5%. Entre las razones más aceptadas en la literatura acerca de este fenómeno, se encuentran el aumento de hogares de personas solteras tanto por la mayor cantidad de jóvenes que acceden al mercado laboral, la mayor cantidad de personas de la tercera edad por el envejecimiento de la población y la mayor participación de la mujer en el mundo laboral; el retraso en la edad de paternidad; y la disminución del número de hijos por familia. Así Chile -al igual que gran parte de los países en desarrollo- sigue la tendencia de disminución del tamaño de las familias de los países más ricos. Dicho fenómeno es relevante en el análisis de los determinantes del precio de la vivienda dado que a igual cantidad de población hay más demanda por viviendas, pero no se puede incluir en las estimaciones econométricas, por la falta de continuidad de la información.

De igual forma, es necesario destacar algunos fenómenos relativos a la expansión de la ciudad y al desarrollo del país. Junto con el crecimiento económico -el PIB per cápita casi se duplicó en las últimas dos décadas en Chile- aumenta la población que puede acceder a comprarse un vehículo motorizado con lo que aumentan los tiempos diarios de viaje debido a la mayor congestión vehicular. De hecho, la tasa de motorización en el Gran Santiago, pasó de 93 a 204 vehículos por cada mil habitantes entre los años 1990 y 2010, respectivamente⁷. Así, es normal que los tiempos de viaje aumenten como de hecho ha sucedido: según estudios del PNUD⁸ el promedio de viaje para un conductor de auto en la red vial del Gran Santiago pasó de 23 a 37 minutos entre los años 1997 y 2010, respectivamente.

Lo anterior aumenta los costos de vivir en zonas alejadas de los centros laborales, que en su mayoría están en zonas céntricas de la ciudad, por lo que aumentan los beneficios de vivir cerca del lugar de trabajo relativo a una situación sin tanta congestión. Por otra parte, dada la alta demanda por dichas zonas, el precio de su terreno es mayor, por lo que la decisión de localización de una persona o familia enfrenta este *trade off* entre una ubicación céntrica con menos costos de viaje pero con menor espacio o una ubicación periférica con mayores costos de transporte pero con mayor espacio⁹. Así, es relativamente normal el fenómeno de densificación por altura en los centros de las ciudades, lo que se logra con la construcción de departamentos, mientras que las casas se van ubicando cada vez más lejos del centro.

En efecto, las cifras del CENSO de 2012 parecen revelar un cambio de tendencia desde la ciudad creciendo hacia la periferia a un escenario en que el centro adquiere mayor preponderancia¹⁰, respecto de lo evidenciado en las décadas pasadas. Así, según ATISBA (2012) -basado en las mencionadas cifras y en donde se sostiene esta hipótesis-, si entre 1992 y 2002 se agregaron 28.692 nuevas viviendas en las comunas dentro del anillo de Américo Vespucio¹¹ entre 2002 y 2011 se agregaron 169.040. Por su parte en las comunas fuera de dicha frontera pero dentro del Gran Santiago se agregaron 272.620 nuevas viviendas en el primer periodo y 195.421 en la última década. En población los incrementos también muestran cambios de tendencia. Entre 1992 y 2002 las comunas centrales perdieron 173.474 habitantes y entre 2002 y 2012 no sólo los recuperaron, sino que sumaron 70.621 personas. Lo contrario ocurrió con las comunas periféricas: entre 1992 y 2002 sumaron 854.834 habitantes y entre 2002 y 2012 sólo 374.503. Es decir, casi medio millón de habitantes menos (ATISBA, 2012).

La Figura 3 nos muestra la proporción de las ventas inmobiliarias que representa las viviendas de menor

⁷Elaboración en base a datos del INE.

⁸Estudio Tarifación Vial por Congestión para la Ciudad de Santiago, PNUD 2009

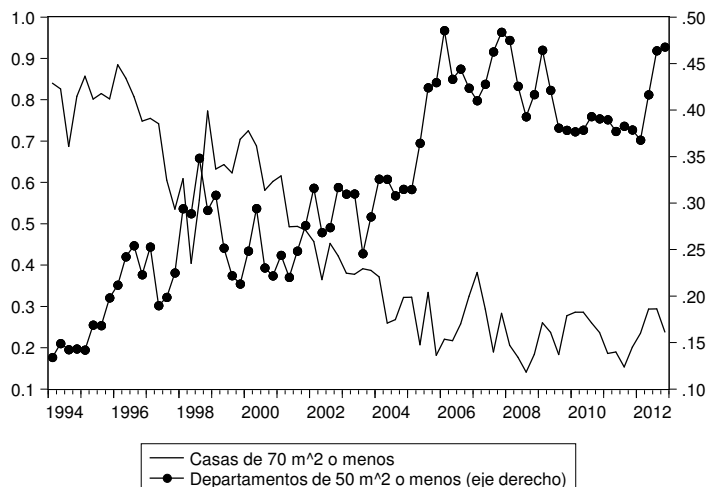
⁹La localización de equilibrio en el modelo básico de economía urbana, o “condición de Muth”, implica que el costo marginal del transporte tiene que ser igual al ahorro marginal en costo de suelo.

¹⁰Al primer fenómeno se le llama *sprawl* o “mancha de aceite” mientras que al segundo *infilling* o “compactación”.

¹¹Las comunas más céntricas.

tamaño en la muestra considerada: de 50 metros cuadrados y menos para el caso de los departamentos y de 70 metros cuadrados o menos para el caso de las casas. Como se puede observar, las casas pequeñas han disminuido notablemente su participación en las ventas totales, mientras que los departamentos chicos más que triplican su participación, lo que es coherente con los fenómenos descritos anteriormente. Destacar además que mientras entre 1994 y 2003 las ventas de casas y departamentos nuevos en el Gran Santiago estaba balanceada, desde 2004 a la fecha los departamentos aumentaron su participación al 64 % de la venta de viviendas y las casas la bajaron al restante 36 %.

Figura 3: Proporción de ventas de viviendas de tamaño menor sobre las ventas totales, casas y departamentos



Fuente: CChC.

Adicional a explicar la presión de demanda que lo anterior significa para las viviendas del Gran Santiago y las zonas céntricas, la mayor presencia de departamentos pequeños se relaciona con la especulación en el mercado. En general, a menor superficie útil, mayor el precio por metro cuadrado, dado que una persona valora en mayor medida los primeros metros cuadrados de una vivienda (es decir, la valoración es menor para un metro cuadrado adicional, por el principio económico de beneficios o utilidad marginal decreciente de la demanda). Así, los departamentos pequeños son más rentables como inversión para arriendo que los más grandes, dado que además el mercado de las personas y familias que arriendan se concentra en dichos departamentos ya que son justamente quienes no cumplen las condiciones socioeconómicas para acceder a un crédito hipotecario, o son turistas que vienen por un tiempo, gente que hace viajes de negocios, estudiantes, etc. Además, la proporción de familias (o personas) que arriendan ha aumentado en la Región Metropolitana. Según datos de la CASEN, esta pasó de 16,1 % en 1990 a 17,4 % en 2000 y a 19,6 % en 2011.

Si bien no sabemos cuántas viviendas nuevas se destinan al arriendo, los datos revisados anteriormente nos entregan una señal de que este mercado ha crecido y se ha hecho cada vez más relevante. Incluso, es común que personas -especialmente jóvenes profesionales- compren departamentos pequeños para vivir un tiempo con la idea de arrendarlo después en caso que decida formar una familia. Identificar el mercado anterior es importante dado que este es el que está más sujeto a actuar de manera especulativa (comprar

hoy para vender más caro mañana), comportamiento que puede agravar los auges y caídas de los precios inmobiliarios. En suma, en la medida en que haya una fracción importante de compradores de viviendas que las utilizan como inversión (arriendo), el componente especulativo del mercado será mayor, y por lo tanto expectativas de aumentos de los precios llevarán a una mayor demanda de viviendas y con ello a alzas sostenidas en los precios. De igual manera, una reversión en las expectativas, llevaría a que los inversionistas quieran deshacerse de los inmuebles provocando caídas en los precios de las viviendas, con los consecuentes efectos que ello pueda tener en la economía real y financiera.

Justamente este es uno de los puntos que se hace en un artículo del *The Economist* (2005), conocido por dar una alerta del desequilibrio del mercado inmobiliario de Estados Unidos antes de que estallara la burbuja. Se menciona ahí que según un estudio de la Asociación Nacional de Agentes Inmobiliarios (NAR por sus siglas en inglés) un 23% de las ventas en 2004 fueron para inversión y otro 13% fueron compras de segundas viviendas, señalando que en parte dado lo anterior “los precios están siendo empujados por demanda especulativa”.

Los antecedentes anteriores aumentan la relevancia de analizar el componente especulativo de la demanda, como en efecto se lleva a cabo en el desarrollo de este documento.

2.1. Situando el auge 2006-2012 de precios de viviendas del Gran Santiago en el mapa internacional de booms inmobiliarios

Ahora bien, sin entrar aún al cuestionamiento de si se ha gestado una burbuja inmobiliaria, veamos cómo se compara el auge de precios con el “mapa internacional de booms inmobiliarios”. El objetivo de la siguiente sección es por lo tanto obtener una perspectiva internacional de este fenómeno y órdenes de magnitud relevantes.

Para lo anterior, se aplica la misma metodología utilizada en el trabajo de Agnello y Schuknecht (2011) en que analizan los auges y caídas de precios de viviendas para un conjunto de 18 países OCDE en el periodo 1970-2007, y se comparan los resultados de dicho trabajo con lo ocurrido en el Gran Santiago entre 1994 y 2012. La metodología utilizada (llamada “metodología triangular”) aplica un filtro de Hodrick y Prescott a las series anuales y define tres características claves de las fases de auges y de caídas: la persistencia, la magnitud y la severidad. Persistencia se define como la duración temporal de la fase, la magnitud es la desviación porcentual que sufren los precios respecto a su tendencia de largo plazo en dicha fase y la severidad es una aproximación a la desviación acumulada de los precios sobre su tendencia de largo plazo, definida como la mitad de la multiplicación entre la persistencia y la magnitud ¹².

Según destacan los mencionados autores, la aplicación de esta metodología al análisis de los precios inmobiliarios es apropiada dado que se enfoca en las desviaciones de largo plazo de los precios sobre su tendencia, desviaciones que tienen efectos más distorsionadores en el comportamiento de los agentes y en la macroeconomía. Por ejemplo, la persistencia (y no sólo la magnitud) de los aumentos de precios por sobre su nivel de tendencia pueden inducir a los propietarios de las viviendas (y sus acreedores) a ver estos avances como permanentes e impulsados por los fundamentos, y en consecuencia ajustar su comportamiento de inversión, consumo y préstamos.

¹²Ver Anexos para más detalles.

Cuadro 1: Períodos de auges y caídas en los precios y sus características

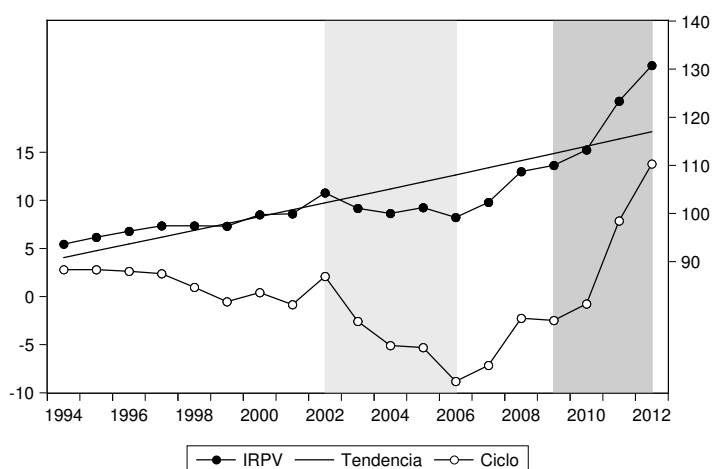
Auges/caídas	Periodo	Persistencia	Magnitud	Severidad
Auges	2009-2012	3	11,78	17,67
	2001-2002	1	2,06	1,03
	1999-2000	1	0,42	0,21
	2006-2012(*)	6	11,78	35,33
Caídas	2002-2006	4	-8,2	-16,32
	2008-2009	1	-2,2	-1,10
	1995-1999	4	-0,5	-1,09
	2000-2001	1	-0,8	-0,41

(*): Fase de auge sin considerar el “quiebre” en el año 2009.

Fuente: Elaboración propia

La Figura 1 ilustra los principales resultados del ejercicio anterior para el Gran Santiago, presentados en el Cuadro 1. Las áreas sombreadas destacan los dos períodos de mayores alzas y caídas de precios según su severidad, respectivamente.

Figura 4: Identificación del principal auge y caída en el IRPV según metodología triangular



Podemos notar que la trayectoria de los precios entre los años 1994 y 2002 sigue muy de cerca a su tendencia de largo plazo, para luego desviarse por debajo de esta hasta el año 2006. A partir de entonces se comienza a cerrar nuevamente la brecha con la tendencia y finalmente los años 2011 y 2012 los precios la superan significativamente.

Entre los años 2006 y 2012 las alzas de precios son sostenidas. Sin embargo, el año 2009 –debido a los efectos de la crisis *subprime*– los precios se desvían levemente de la tendencia hacia abajo, por lo que al aplicar la metodología triangular habría que tomar ese punto como un “valle” desde el cual comenzar a considerar la próxima fase de auge. A pesar de que la comparación estricta es con dicho ejercicio, en los respectivos cuadros se muestran los resultados considerando además el periodo 2006-2012 como fase de auge, obviando la situación del 2009. Así, originalmente el período comprendido entre los años 2009 y 2012, es el auge de mayor persistencia (tres años), de mayor magnitud (se desvió 11,8% de su tendencia

de largo plazo) y por tanto de mayor severidad, con 17,7 puntos. Sin embargo, si consideramos el período 2006-2012 como fase de auge, la persistencia aumenta a seis años y la severidad a 35,3 puntos.

Ahora bien, ¿cómo se comparan estas cifras con lo que ha ocurrido históricamente en otros países del mundo? El Cuadro 2 nos muestra los resultados del ejercicio de Agnello y Schuknecht (2011) ordenados de mayor a menor severidad, en que se exhiben los resultados para Chile al final. Lo primero a destacar es que el reciente auge en los precios inmobiliarios en Chile no está dentro de los 25 principales auges de la muestra bajo la metodología triangular revisada, incluso si consideramos como fase de auge el período 2006-2012. En este último caso, la magnitud es menos de un tercio de la magnitud promedio para la muestra, mientras que la severidad poco más que un cuarto de la severidad promedio y 53% de la severidad del último registro en la muestra correspondiente a Finlandia en el período 1987-1989. La persistencia de 6 años estaría muy cerca del promedio de 6,7 años.

En cuanto a las caídas, el principal período de desviación negativa con respecto a la tendencia está dado por el período 2002-2006 en que los precios se alejaron 8,2% de tal nivel, lo que significó una severidad de 16,4 puntos. Dicho resultado es cerca de 19% de la magnitud y 11% de la severidad promedio para la muestra de las principales 25 caídas, mostradas en el Anexo.

Lo anterior es un buen punto de comparación de la evolución de los precios de las viviendas del Gran Santiago con el panorama internacional de booms inmobiliarios que nos da una perspectiva y orden de magnitud del fenómeno. Además, resulta interesante notar que para varias de las economías involucradas en el citado estudio se terminó por revelar posteriormente, con la detonación de la crisis *sub prime*, que su mercado inmobiliario estaba sumido en una situación de desequilibrio o de burbuja, siendo el caso más emblemático el de Estados Unidos. Dos de las principales conclusiones del citado estudio son que hay una fuerte correlación entre la persistencia y magnitud de los booms y los de las posteriores caídas (de haberlas) y que el boom más reciente es el mayor en los últimos cuarenta años, antecedente que no es un buen augurio para la recuperación de la crisis en que varios de estos países están inmersos.

A partir de estos resultados surge naturalmente la sospecha de que Chile –en su camino al desarrollo– está iniciando una fase similar a la experimentada por los países de la OCDE en cuestión, la que eventualmente podría alcanzar dimensiones parecidas. Dicha conjetura motiva una indagación más rigurosa del fenómeno cual justamente es el objetivo del resto del documento.

Cuadro 2: Ranking de mayores auge ordenados por severidad

País	Años	Persistencia	Magnitud	Severidad
Suecia	1997-2007	11	67,08	368,94
Francia	1998-2006	9	51,36	231,12
Inglaterra	1997-2004	8	47,58	190,32
Holanda	1971-1978	8	47,09	188,36
España	1986-1991	6	62,55	187,65
Estados Unidos	1998-2005	8	41,95	167,8
Noruega	1994-2001	8	40,73	162,92
Inglaterra	1983-1989	7	43,31	151,585
España	1999-2006	8	37,19	148,76
Italia	1999-2007	9	32,67	147,015
Nueva Zelanda	2002-2007	6	48,76	146,28
Dinamarca	1994-2001	8	34,36	137,44
Australia	1998-2004	7	36,97	129,395
Canadá	2001-2007	7	36,93	129,255
Irlanda	1995-2000	6	40,56	121,68
Suiza	1983-1989	7	34,70	121,45
Italia	1987-1992	6	40,12	120,36
Holanda	1996-2001	6	31,10	93,30
Japón	1986-1991	6	27,42	82,26
Canadá	1986-1989	4	37,64	75,28
Dinamarca	1983-1986	4	37,58	75,16
Suecia	1986-1990	5	29,87	74,675
Finlandia	1996-2000	5	27,40	68,50
Finlandia	2002-2007	6	22,35	67,05
Finlandia	1987-1989	3	44,41	66,615
Chile	2009-2012	3	11,78	17,67
Chile (*)	2006-2012	6	11,78	35,33
Promedios sin considerar a Chile		6,7	40,07	138,1268

(*): Fase de auge sin considerar el “quiebre” en el año 2009.

Fuente: Agnello & Schuknecht (2011).

3. Marco teórico

La siguiente sección tiene como objetivo plantear un modelo teórico de la dinámica del precio de vivienda en el largo plazo. Para ello, se sigue una versión reducida de los modelos de inversión residencial desarrollado en López (2005), basado en los trabajos de Poterba (1984), Topel y Rosen (1988), Mankiw y Weil (1989) –quienes modelan la dinámica del precio de la vivienda considerada como un activo.

En línea con los trabajos de investigación antes mencionados, la demanda inmobiliaria y, particularmente, la demanda por vivienda, puede dividirse en dos tipos: la demanda de servicios de vivienda –en el que el agente ostenta una vivienda como propietario para habitarla y satisfacer sus necesidades– y la generación de demanda proveniente del stock (o unidades) de vivienda –en la que un individuo adquiere una vivienda como activo para arrendarla. A su vez el stock residencial se descompone en las unidades preexistentes (viviendas de segunda mano) y las nuevas viviendas construidas.

Con relación al mercado de servicios inmobiliarios, considérese a la variable D_s como la demanda (o gasto real) de servicios de vivienda, la cual a su vez es explicada por las siguientes variables en términos reales: el valor de arriendo del inmueble (R) –que representa la disposición a pagar por unidad de vivienda o la medida de valoración marginal de la vivienda, condicional al servicio que ésta ofrece–; el ingreso permanente o renta de ciclo vital de los hogares (y) y la tasa de interés de los créditos hipotecarios (rr). Estas últimas variables (por lo demás exógenas en el modelo) constituyen parte de los factores relevantes o fundamentales en la decisión de gasto en servicios de vivienda. A lo anterior se suma, como determinantes de la demanda de servicios habitacionales, elementos demográficos (número de hogares, tamaño de los

hogares, población económicamente activa, etc) que en alguna medida inciden en la trayectoria de largo plazo de la valoración marginal de la vivienda. Por lo que la función de demanda de largo plazo para este tipo de mercado puede tener la siguiente forma implícita:

$$D_s = D_s(R, y, rr, \mathbf{x}') \quad (1)$$

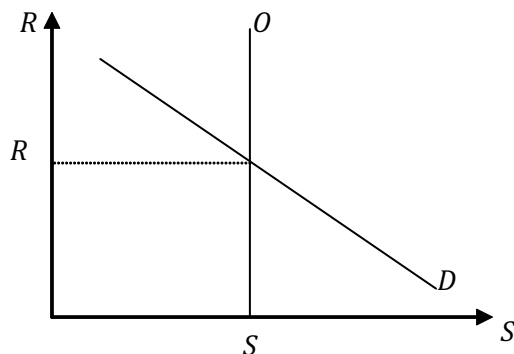
Donde x es un vector de variables exógenas que contiene tanto a las variables demográficas como a otras variables explicativas del modelo. Por otra parte, sea O_s el flujo de oferta de servicios de vivienda, que depende del stock inmobiliario (S) y otras variables complementarias (enseres) de la vivienda. En aras de la simplicidad del modelo, Mankiew (2002) plantea el supuesto de que la oferta es inelástica a sus factores de corto plazo, es decir, está determinada sólo por el nivel de stock inmobiliario. Esta idea se basa en que el stock de nueva construcción es marginal respecto del preexistente, lo que en términos agregados se observa un stock fijo¹³. Formalmente, se tiene:

$$O_s = O_s(S) \quad (2)$$

A partir de las ecuaciones [1] y [2] se define el arriendo real de equilibrio (\bar{R}) en el mercado de servicios de vivienda, condicional a los valores de las variables exógenas del modelo. En esta ecuación, \bar{R} refleja la valoración marginal o disposición a pagar por el servicio que ofrece cada unidad de stock.

$$D_s = O_s \Rightarrow \bar{R} = R(\bar{S}, y, rr, \mathbf{x}') \quad (3)$$

Figura 5: Equilibrio en el mercado de servicios de vivienda



Fuente: Autores.

Ahora pasamos a modelar la situación en que la vivienda puede también ser considerada como un activo. Suponga que un agente/inversionista adquiere una determinada cantidad de inmuebles (stock de viviendas) para ofrecerlos en arriendo –el mismo que, para el presente caso, representa el dividendo o flujo de la inversión. En este contexto, la condición de equilibrio en este mercado satisface la igualdad entre la

¹³Idrovo B. (2009) encuentra que el stock inmobiliario del Gran Santiago, cuya fuente es la Cámara Chilena de la Construcción, presenta una elasticidad-precio (+0,2) significativamente menor que la elasticidad precio de la demanda (-0,8) –cifra cercana a lo encontrado a nivel internacional por Goodman & Kawai (1984) y McRae & Turner (1981). Para ello, se estimó un modelo de tres ecuaciones simultáneas por MCG: una ecuación de demanda, otra de oferta y una dinámica del precio –basado en el modelo de inventarios de Alpha Chiang (1996).

valoración marginal de la vivienda (o arriendo generado por cada unidad de stock) y el costo marginal de uso del stock residencial:

$$R(S, y, rr, \mathbf{x}') = \phi P \quad (4)$$

En la ecuación [4], López (2005) define el costo real unitario (ϕ) como una función que incluye variables de política tributaria y subsidios a la vivienda, tales como: contribuciones a la propiedad (τ); proporción (θ) a descontar de la tasa nominal de deuda hipotecaria (r) que se deduce del impuesto a la renta de las personas¹⁴. En este sentido, el término $r(1 - \theta)$ es la tasa de interés neta de impuestos. El parámetro δ incluye el costo de depreciación de la vivienda y los gastos de mantención de la misma; s es la variable subsidios que reduce el costo de uso del capital. Por su parte, π representa la inflación agregada de la economía, que refleja las variaciones del dividendo (arriendo) por variaciones en los precios agregados. Finalmente, el término $\frac{E(\dot{P}/z')}{P}$ hace referencia a las expectativas de ganancia de capital, contenido en el valor esperado del crecimiento del precio real futuro de la vivienda, condicional al set de información z que maneja el agente o inversionista. Formalmente, la estructura de costo por unidad de capital residencial tiene la apariencia de una ecuación de Fisher:

$$\phi = r(1 - \theta) + \tau + \delta - s - \left(\pi + \frac{E(\dot{P}/z')}{P} \right) \quad (5)$$

Sustituyendo la ecuación [5] en [4] y considerando el supuesto de que los agentes forman sus expectativas racionalmente, esto es $\frac{E(\dot{P}/z')}{P} = \frac{\dot{P}}{P}$ (previsión perfecta en un contexto determinístico), es posible obtener una medida teórica o fundamental del ratio *precio-arriendo* (relación entre el precio real de vivienda y el arriendo o ganancia derivada de la unidad de capital residencial). En equilibrio, el cociente *precio-arriendo* (teórico) debe ser igual al inverso del costo de uso del capital (Noord, 2005). De esta forma, se llega a la ecuación [6] que nos dice que mientras menor es el costo de uso del capital inmobiliario, mayor es la pendiente a la que crece el ratio *precio-arriendo*.

$$\frac{P}{R(S, y, rr, \mathbf{x}')} = \left(r(1 - \theta) + \tau + \delta - s - \left(\pi + \frac{\dot{P}}{P} \right) \right)^{-1} \quad (6)$$

De la ecuación anterior se desprende que si los agentes esperan que el valor de la vivienda aumente mañana, todo lo demás constante, las ganancias de capital tenderían a ser mayores. Esto genera una presión de demanda por vivienda, y con ella un aumento del precio real relativo al valor del arriendo. Sin duda esta situación derivará en una burbuja especulativa, ya que la valoración marginal del inmueble no se condice con la dinámica de sus fundamentos. Sin embargo, tal situación de divorcio entre el precio de vivienda y el valor de uso de la misma podría ser replicada por shocks de variables de política fiscal, por ejemplo, una disminución de los impuestos derivados de la adquisición de una vivienda o un aumento de los subsidios habitacionales, o simplemente, un aumento de la inflación del IPC como el observado en 2007 y 2008 en Chile, o algún evento catastrófico que modifica al alza el costo de depreciación y mantención de las viviendas. Por lo que, en este caso, el aumento del ratio *precio-arriendo* no es reflejo de una burbuja especulativa. De ahí que el ratio *precio-arriendo* no siempre ofrece información concluyente acerca de la temperatura del mercado de las viviendas, ya que éste puede responder a perturbaciones en los funda-

¹⁴Esta práctica ocurre en países como Estados Unidos y España, en el caso particular de Chile puede plantearse que $\theta = 0$. Sin embargo, se decidió mantener este parámetro activo en las especificaciones algebraicas de esta sección, debido al enfoque genérico con que se desarrolla el marco teórico.

mentos, fenómenos especulativos a gran escala (burbuja inmobiliaria) o a una combinación de ambos^{15,16}.

A partir de la ecuación [6] es posible despejar \dot{P} y plantear una expresión para la dinámica del precio real de la vivienda de corto plazo, la cual es capturada por la siguiente ecuación diferencial que refleja la dinámica del precio real de la vivienda:

$$\dot{P} = (r(1 - \theta) + \tau + \delta - s - \pi)P - R(S, y, rr, \mathbf{x}') \quad (7)$$

Con la intención de simplificar el álgebra, en adelante considere la siguiente notación:

$$\vartheta = r(1 - \theta) + \tau + \delta - s - \pi.$$

Por otra parte, la dinámica del stock residencial (\dot{S}) puede ser modelada como la diferencia entre la inversión bruta (IB) y la depreciación del capital preexistente (δS). A su vez, se define implícitamente a la inversión bruta como una función del precio de la vivienda y el costo de los factores productivos (C_f) usados en el proceso de la construcción (costos de mano de obra, materiales de construcción y el precio del suelo). Para modelar la dinámica de corto plazo, considere la siguiente ecuación diferencial para el capital residencial, basado en el modelo neoclásico de inversión:

$$\dot{S} = IB(P, C_f) - \delta S \quad (8)$$

Así, las ecuaciones [7] y [8] permite formar un sistema implícito de ecuaciones diferenciales. En efecto, dado unos valores iniciales de los fundamentos macroeconómicos del precio real de vivienda, es factible obtener la dinámica de corto plazo de P y S , así como también su senda de convergencia al estado estacionario o de largo plazo. En el largo plazo se configura una situación de equilibrio en el que no hay pérdida ni ganancia de capital, por lo que $\dot{P} = 0$ y la generación del nuevo stock residencial (inversión bruta) es tal que sólo logra compensar el stock depreciado y el crecimiento demográfico (o crecimiento vegetativo) de la demanda, por lo que $\dot{S} = 0$. En efecto, dado el nivel de stock \bar{S} , el precio que vacía el mercado inmobiliario sería \bar{P} .

$$\bar{P} = 1/\vartheta R(\bar{S}, y, rr, \mathbf{x}') \quad (9)$$

$$\bar{S} = 1/\delta IB(\bar{P}, C_f) \quad (10)$$

En la ecuación [9] el precio depende negativamente del nivel de stock residencial, es decir, dado los factores o fundamentos macroeconómicos que incitan la demanda inmobiliaria, la disposición a pagar por una vivienda se ve mermada en la medida que éstas (las viviendas) son menos escasas. Por el lado de la oferta

¹⁵McCarthy & Peach (2004) y Bellod (2007), señalan que cambios en la tasa de interés explican buena parte de la trayectoria del ratio *precio-arriendo* en España durante el período 1999-2004. Por lo que tal indicador ha resultado altamente sensible a los tipos de interés.

¹⁶Desormeaux (2011) calcula una medida fundamental o teórica del ratio *precio-arriendo* para Chile en el período (2004-2011). Donde supone expectativas estáticas, es decir, los agentes/inversionistas esperan que los precios de las viviendas sean constantes en el tiempo, esto significa que $\dot{P} = 0$ en la ecuación [6]. Pese a que no explicita la calibración usada de los parámetros de política fiscal y de costos de mantenimiento de la vivienda, el autor encuentra una divergencia entre el ratio observado y su contraparte teórica desde 2008, lo que interpreta como un indicio de sobrevaloración de los precios de las viviendas. Al respecto, cabe señalar que cuando las expectativas son estáticas, los agentes obvian el efecto que tiene el precio de la vivienda en las decisiones de inversión bruta residencial (nuevas viviendas que se agregan al stock preexistente) a tal punto que el precio real resulta más sensible respecto de la situación en la que la formación de expectativas es racional. Por otra parte, en 2008 y 2009 se observaron shocks externos de oferta que desestabilizaron la inflación, posteriormente, en 2010 y 2011 las tasas de interés de letras hipotecarias tendieron fuertemente a la baja, hasta bordear 3,8% (promedio 2010-2011) versus 6% de años anteriores (promedio 1990-2009). Ambos acontecimientos pudieron perturbar la dinámica del ratio *precio-arriendo*, por lo que la evolución de tal indicador no necesariamente refleja una burbuja especulativa.

(ecuación 10), manteniendo todo lo demás constante, el menor precio de la vivienda reduce la rentabilidad o ganancia de capital, por lo que se construyen menos casas (disminuye la inversión bruta residencial).

Aplicando una aproximación lineal (de primer orden) de Taylor a las ecuaciones [9] y [10], se tiene:

$$\bar{P} = \frac{1}{\vartheta} (\phi_{p0} + \phi_{p1}\bar{S} + \phi_{p2}y + \phi_{p3}rr + \mathbf{x}'\Phi_p + \epsilon_p) \quad (11)$$

$$\bar{S} = \frac{1}{\delta} (\phi_{s0} + \phi_{s1}\bar{P} + \phi_{s2}C_f + \epsilon_s) \quad (12)$$

Reemplazando la ecuación [12] en [11] y despejando nuestra variable de interés (precio), se obtiene la siguiente expresión que relaciona el precio de la vivienda con sus variables fundamentales:

$$P = \left\{ \begin{array}{l} \frac{\delta\phi_{p0} + \phi_{p1}\phi_{s0}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}} + \frac{\phi_{p1}\phi_{s2}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}C_f + \frac{\delta\phi_{p2}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}y \\ + \frac{\delta\phi_{p3}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}rr + \frac{\delta}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}\mathbf{x}'\Phi_p + \frac{\phi_{p1}\epsilon_s + \delta\epsilon_p}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}} \end{array} \right. \quad (13)$$

La expresión anterior puede ser reparametrizada de tal modo que podamos expresarla como un modelo cuyos parámetros –que implícitamente contienen los parámetros del mercado financiero y de política fiscal antes mencionados– puedan ser estimados en forma reducida por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MICO) (Ver ecuación 14). De este modo el objetivo de la siguiente sección es, a partir de los datos, probar la existencia de una relación cointegradora o de largo plazo entre el precio real de vivienda y sus variables fundamentales que se desprenden del modelo teórico aquí abordado.

$$P = \beta_0 + \beta_1y + \beta_2rr + \beta_3C_f + \mathbf{x}'\Psi + \omega \quad (14)$$

donde, $\beta_0 = \frac{\delta\phi_{p0} + \phi_{p1}\phi_{s0}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}$; $\beta_1 = \frac{\delta\phi_{p2}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}$; $\beta_2 = \frac{\delta\phi_{p3}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}$; $\beta_3 = \frac{\phi_{p1}\phi_{s2}}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}$; $\Psi = \frac{\delta}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}\Phi_p$; $\omega = \frac{\phi_{p1}\epsilon_s + \delta\epsilon_p}{\vartheta\delta - \phi_{p1}\phi_{s1}}$. De la ecuación [14], se tiene que el precio real de vivienda puede ser modelado a partir de las variables de ingreso permanente o de ciclo vital de los agentes (y), la tasa real de interés de deuda hipotecaria (rr) y algunas de las variables que determinan el stock residencial, contenidas en los costos de factores productivos (C_f) de la función de inversión bruta residencial. Desde la teoría económica, el coeficiente β_1 que acompaña a la variable de ingreso debe poseer signo positivo, ya que la disposición a pagar por los servicios que ofrece una vivienda está directamente relacionada con el poder adquisitivo del agente. En tanto, la relación entre la tasa de interés con el precio de la vivienda, reflejada en el parámetro β_2 , debe ser negativa; esto por el efecto renta, ya que un aumento de la tasa de interés estaría asociado a un mayor pago del dividendo del crédito hipotecario, lo que a su vez reduce la proporción de la renta destinada al consumo de otros bienes. Por el lado de la oferta (stock), esperamos que los costos asociados a la construcción de viviendas, en parte, se transfieran al precio final de la vivienda –principalmente en un escenario de alta demanda inmobiliaria. Por lo que el coeficiente β_3 tendría asociado un signo positivo. Por último, el término ω se resume a una medida de perturbación estocástica del modelo, con media cero y varianza constante. De existir una relación estable de largo plazo (cointegración) entre el precio y sus fundamentos, el proceso que siga ω deberá ser estacionario.

4. Descripción de los datos

El cuadro 3 expone las series macroeconómicas a utilizar en nuestro análisis acerca del comportamiento del precio real de vivienda –las cuales han sido ampliamente argumentadas en la literatura económica como variables fundamentales del mercado inmobiliario¹⁷.

¹⁷Levin & Wright (1997, a, b), Riddell (1998), Bergoeing et al. (2002), Case y Shiller (2004), Coleman y Landon - Lane (2007), Bellod (2007), Mikhed & Zemčik (2009) y Desormeaux (2011).

Cuadro 3: Variables económicas del modelo de precio de viviendas

VARIABLES DEL MODELO TEÓRICO	Simbología	VARIABLES DEL MODELO EMPÍRICO	Sigla	Fuente
Precio real de vivienda	P_t	Índice real de precios de vivienda	<i>IRPV</i>	CChC
<i>Factores de demanda:</i>				
Tasa de interés real	rr_t	Tasa promedio de letras hipotecarias	<i>RLH</i>	SBIF
Renta de ciclo vital	y_t	Índice de actividad económica	<i>Imacec</i>	BCCh
		Actividad económica relativa a la población	<i>Imacec/Pob</i>	BCCh
		Índice de remuneraciones reales	<i>REM</i>	INE
		<i>Medidas alternativas de actividad económica:</i>		
		Tasa de ocupación	<i>TOCUP</i>	INE
		Tasa de desempleo	<i>TD</i>	INE
		Índice de actividad bursátil	<i>IPSA</i>	BCCh
<i>Factores de oferta:</i>				
Costos del sector construcción	C_{ft}	Costo de mano de obra de la construcción	<i>CMO</i>	INE
		Índice de costos de edificación	<i>ICE</i>	CChC

CChC=Cámara Chilena de la Construcción; SBIF=Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras; BCCh=Banco Central de Chile.

Fuente: Elaboración propia.

La primera variable es el índice real de precios de vivienda (IRPV), elaborado por Idrovo & Lennon (2011) y publicado mensualmente por la CChC. El IRPV es un índice de Fisher –que corresponde al promedio geométrico de los índices de Laspeyres y Paasche–, construido en base a la metodología de precios hedónicos¹⁸ y disponible en frecuencia mensual desde enero de 1994. La base de datos para la estimación del índice son los precios de promesa de compra de viviendas nuevas y su superficie construida, tanto para el Gran Santiago como para una desagregación de cuatro zonas geográficas (Nor-Oriente, Santiago Centro, Nor-Poniente y Zona Sur), provistos por un promedio mensual de 62 empresas inmobiliarias socias de la CChC. Esto significa un registro promedio de ventas mensuales de aproximadamente 683 viviendas, correspondientes a 390 proyectos inmobiliarios –de los cuales el 27% corresponde a casas y el 73% son departamentos. Dicha información representa entre un 40% y 50% de las ventas mensuales totales en el Gran Santiago.

Por otra parte, el Banco Central también calcula sistemáticamente un índice real de precios de vivienda, construido en base a un ajuste composicional de acuerdo a las características de la vivienda –usando para ello las metodologías de ajuste por estratificación y ventas repetidas– con datos del Servicio de Impuestos Internos (información a la que sólo ciertas entidades públicas tienen acceso), pero a la fecha no han hecho públicos dichos indicadores. Pese a que ambos índices distan de poder ser comparables, en términos de las fuentes de información y metodologías usadas, la evolución del IRPV es similar a la observada del indicador del Banco Central, según se desprende del Informe de Estabilidad Financiera (segundo semestre 2012, pag 27, gráfico IV.11). Es más, al ser el IRPV de frecuencia mensual, puede interpretarse como un indicador adelantado, relativo al de frecuencia trimestral publicado por el Banco

¹⁸La observación de los precios de las viviendas requiere de una medición especial principalmente debido a que estas de forma inherente poseen una amplia diversidad de atributos físicos, funcionales, de localización, así como de durabilidad que hacen que las variaciones de los precios puedan estar muy influidos por las variaciones en estas características. Es decir, no estamos comparando el precio de un bien homogéneo en el tiempo como podría ser un commodity, si no uno cuyas características varían de manera importante en el tiempo, lo cual afecta de manera importante sus precios observados. Gran parte de las economías desarrolladas y cada vez más países en desarrollo realizan estimaciones econométricas, para enfrentar principalmente este problema, y dar seguimiento a las variaciones “puras” de los precios de las viviendas. Dentro de las distintas metodologías, precios hedónicos es de las más aceptadas. Utilizada para el cálculo del IRPV, esta metodología genera índices de precios que siguen a una vivienda de características constantes en el tiempo, mitigando en gran medida el problema mencionado. Una interesante crítica constructiva del diseño del IRPV se encuentra en Desormeaux (2011).

Central. En este contexto, aparte de no estar disponibles las series del Banco Central, resulta conveniente utilizar el IRPV para nuestro análisis por cuanto su período de tiempo es más largo (registros mensuales de 1994-2012) respecto del índice estimado por el Instituto Emisor (registros trimestrales de 2001-2012)¹⁹.

En cuanto a los datos utilizados para los determinantes de la demanda inmobiliaria, tenemos por un lado las tasas de interés de los créditos hipotecarios, que reflejan el costo o precio del crédito para financiar una vivienda. Así, es de esperar que un alza de la tasa de interés, disminuya la demanda inmobiliaria, debido al efecto renta. Según la disponibilidad de datos, entre 1990 y marzo de 2002 tomamos las tasas de las Letras Hipotecarias (RLH) de plazos mayores a 20 años, obtenida de la página Web de la SBIF. Desde abril de 2002 en adelante se utiliza el promedio simple de los tramos disponibles de las tasas de Letras de Créditos Hipotecarios. Lamentablemente, no hay información de las tasas de los mutuos hipotecarios no endosables que en los últimos años han ganado participación de mercado dado que no tienen regulación específica por lo que la SBIF (institución que los supervisa y regula) no está obligada a pedir dichos datos. Por lo que, la variable RLH bien podría diferir respecto de su cálculo obtenido de un procedimiento más riguroso. Un ejercicio de correlación simple entre el IRPV y sus fundamentos (ver Cuadro 4), arroja una correlación negativa (-0,59) y significativa del RLH con el IRPV -en línea con lo esperado de acuerdo a la teoría económica.

Por otra parte, el índice de actividad económica (Imacec) se obtiene de las bases estadísticas del Banco Central. Este indicador está disponible desde enero de 2003, tras el cambio del año base de 2003 a 2008, por lo que la serie histórica (1994-2002) fue empalmada en base al método de desagregación temporal de Denton (1971), aplicado al indicador de PIB trimestral (año base 2008). En este caso, la serie antigua del Imacec fue usada como instrumento de desagregación temporal. Así, en el agregado suponemos que la tendencia que sigue el Imacec empalmado, al constituir un indicador de actividad-ingreso, guarda relación con la renta permanente o de ciclo vital de los hogares -determinante clave de la disposición a pagar por la adquisición de una vivienda, coherente con el modelo teórico de la Sección anterior. La correlación entre el Imacec y el precio real de vivienda es significativa al 5% de significancia y positiva (0,84), signo acorde con nuestras expectativas acerca de la relación directa entre el ingreso de los hogares y la disposición a pagar por el uso del inmueble. Por su parte, el ratio Imacec-población (IMACEC/POB), busca capturar la evolución del ingreso de las familias a través del índice de actividad económica, pero controlando por los posibles cambios demográficos desde 1994 en adelante. Como se puede notar en el Cuadro 4 la correlación de esta variable con el indicador de precio es positiva y significativa (0,79), lo que a groso modo significa que a medida que la renta per-cápita se expande, también lo hace la disposición a pagar por el servicio de la vivienda -en línea con las interpretaciones de nuestro modelo teórico.

Por su parte, el índice real de remuneraciones de los trabajadores a nivel nacional (REM) es incluido como otro de los factores de demanda inmobiliaria. La versión a precios corrientes de este indicador es elaborado por el INE desde 1993. Y su transformación en términos reales está basada en el IPC, obtenido de las estadísticas del Banco Central. En principio, la tendencia del índice de remuneraciones -medida por el filtro de Hodrick & Prescott- está correlacionada con la tendencia del Imacec, por lo que, la variable REM puede ser interpretada como una medida alternativa de ingreso de los hogares. En este sentido, las remuneraciones reales poseen una interpretación similar a la del Imacec para explicar la disposición a pagar por el uso de una vivienda. Asimismo, la correlación entre el IRPV y la variable REM es positiva

¹⁹En la literatura económica sobre la elaboración de índices reales de precios de viviendas en Chile, existen otros trabajos, tales como: Morandé & Soto (1992), Bergoing et al. (2002), Budnevich y Lagoni (1998) y Desormeaux & Piguillem (2003), entre otros, quienes emplean la metodología de precios hedónicos; Cox et al (2009) utilizan la metodología de ventas repetidas, siguiendo el trabajo de Case & Shiller (1987, 1989). Sin embargo, tales indicadores no fueron considerados en nuestro análisis, debido a la dificultad para acceder a las bases de datos y a su falta de seguimiento sistemático.

(0,85) y significativa al 5 % de significancia, coherente con lo esperado según la teoría económica.

Seguidamente, tenemos los indicadores de tasa de ocupación (TOCUP) y de tasa de desempleo (TD), ambos elaborados por el INE. Estas variables constituyen indicadores alternativos del ciclo real, ya que por lo general la tasa de ocupación aumenta (disminuye) y la tasa de desempleo disminuye (aumenta) cuando la actividad económica transita por un estado de ciclo expansivo (contractivo). La tasa de ocupados –a través de su relación con la actividad económica–, por transitividad esperamos guarde relación con la actividad inmobiliaria en el agregado. Esto porque la mayor proporción de ocupados, significa más personas percibiendo renta en el agregado, lo que en otros casos también podría implicar hogares con más ingresos, debido al efecto escala en la renta²⁰. En efecto, un ejercicio de correlación simple revela que la variable TOCUP se desplaza en igual sentido que el precio real de la vivienda, luego que la medida de correlación fuera positiva (0,72) y significativa al 5 % de significancia. En el caso de la tasa de desempleo la correlación con el IRPV es negativa (-0.28) y significativa conforme a lo esperado, puesto que esta variable puede ser interpretada como una medida clásica de probabilidad de perder el puesto de trabajo, percibir un mayor riesgo de insolvencia y por tanto menor posibilidad de endeudamiento y disposición a pagar por una vivienda. Finalmente, las correlaciones entre las variables de remuneraciones reales, Imacec, tasa de ocupación y tasa de desempleo son significativas al 5 % de significancia, por lo que, en parte, estas variables constituyen factores de la demanda inmobiliaria.

Por otra parte, el índice de precio selectivo de acciones (IPSA), elaborado por la Bolsa de Comercio de Santiago desde 1977 y obtenido de la base de datos del Banco Central, incluye en su cálculo una lista de 40 empresas más valoradas del mercado bursátil, lista que es revisada anualmente. Respecto de este indicador, Bergoeing et al. (2002) y Desormeaux (2011) coinciden en que los activos del mercado accionario son una alternativa de inversión respecto de la adquisición de bienes raíces (como la compra de viviendas, por ejemplo). En otras palabras, el desempeño del IPSA puede ser interpretado por los agentes/inversionistas como un indicador de rentabilidad alternativa a la inversión en vivienda. En este sentido, suponemos que ante un deterioro sistemático del mercado accionario, la aversión al riesgo del inversionista promedio, en alguna medida, lo motive a resguardarse en activos de renta fija (como la vivienda), donde los retornos o arriendo se asemejan más a la tenencia de un bono²¹. De esta forma, el traspaso de grandes cantidades de recursos desde el mercado de renta variable al mercado inmobiliario, podría implicar una distorsión en la demanda de vivienda, presionando al alza el precio de la misma. No obstante, el signo de la correlación simple entre el IPSA y el IRPV resulta positivo (0,85), situación similar al hallazgo de Desormeaux (2011). Esto puede explicarse porque, en promedio, el ciclo del indicador accionario (obtenido del Filtro de Hodrick & Prescott) se correlaciona positivamente con el ciclo de la economía. Por lo que, en este caso particular, la medida de correlación simple de 0,85 estaría más bien reflejando el estado de la economía en general. Sin embargo, como lo comprobamos más adelante en la sección de resultados, la implicancia de largo plazo del IPSA sobre el IRPV es negativa, después de controlar por el efecto de otras variables fundamentales del precio. De este modo, se concluye que los activos del mercado bursátil y los activos (vivienda) son sustitutos, similar a lo encontrado por Bergoeing et al. (2002) y Desormeaux (2011).

El siguiente bloque de variables, consistente con el marco teórico de la Sección anterior, está conformado por dos indicadores alternativos de costos del sector construcción²²: el costo real de mano de obra de

²⁰El ingreso de las familias podría aumentar por el efecto escala, es decir, cuando un mayor número de integrantes del hogar pasan a pertenecer al mercado laboral.

²¹Bergoeing et al (2002) y Desormeaux (2011).

²²Mikhed & Zemčik (2009) incluyen indicadores de costos del sector construcción para explicar la dinámica del precio de viviendas en Estados Unidos. Para el caso de Chile, ver Desormeaux (2011).

la construcción (CMO), confeccionado por el INE; y el índice de costo de edificación (ICE), provisto por la CChC. En principio, ambas variables tratan de capturar los costos que enfrentan los empresarios de la construcción, los cuales forman parte de los determinantes de largo plazo de stock inmobiliario, y por lo tanto del precio de la vivienda (ver sección del marco teórico). En este sentido, el precio de la vivienda captura, en parte, los costos por el lado de la oferta; lo que se evidencia estadísticamente en las significativas medidas de correlación positiva entre los indicadores de costos y el IRPV (0,88 y 0,90, respectivamente).

De acuerdo al marco teórico de la Sección 4, otro determinante del precio de vivienda por el lado de la oferta inmobiliaria es el precio del terreno. Sin embargo, fue omitido de nuestro análisis, debido a que las estadísticas de precio de suelo no consideran un horizonte lo suficientemente largo como para capturar, al menos, dos ciclos en su evolución. Bajo este escenario, de comprobarse más adelante la presencia de una burbuja inmobiliaria, debemos ser cautelosos en las conclusiones, ya que esta excesiva valoración de las viviendas podría ser reflejo de una burbuja en la variable omitida (el precio del suelo) y absorbida por el término de error de la regresión. Otro escenario posible es que las variables explicativas del precio de vivienda (variables fundamentales) contengan efectos de burbuja, tal que la relación entre el IRPV y sus fundamentos aparente ser estable. Por ejemplo, algo que no forma parte del objetivo de este estudio, pero que podría ser abordado en futuras investigaciones, es comprobar si la mayor demanda interna y el creciente dinamismo de la actividad económica observados en años recientes, han sido retroalimentados por una especie de “sobre-optimismo” de las expectativas del mercado. Sobre todo en un contexto internacional de elevada liquidez y políticas monetarias altamente flexibles de algunas economías desarrolladas²³ versus las medidas de política monetaria adoptadas por economías emergentes, situación que en alguna medida podría estar incentivando el *carry trade* en los inversionistas internacionales.

Cuadro 4: Correlación del Índice real de precios de viviendas (IRPV) con variables macroeconómicas

	REM	RLH	IMACEC	IMACEC /Población	TOCUP	TD	CMO	ICE	IPSA
IRPV	0.8550*	-0.5913*	0.8400*	0.7931*	0.7236*	-0.2824*	0.8823*	0.9000*	0.8540*
	(24.6736)	(-10.9746)	(23.1725)	(19.4852)	(15.6925)	(-4.4066)	(28.0547)	(30.9018)	(24.5703)

IRPV=Índice real de precios de viviendas; REM= Remuneraciones reales; RLH= Tasa promedio de interés de letras hipotecarias;IMACEC=Índice de actividad económica;TOCUP=Tasa de ocupación; TD=Tasa de desempleo; CMO=Costo real de mano de obra de la construcción; ICE=Índice de costo de edificación.

*Significativo al 5 % de significancia.

Fuente: Elaboración propia en base a las estadísticas del CChC, BCCh, ABIF, SBIF.

Por otra parte, un análisis descriptivo basado en la tasa de crecimiento del IRPV y sus variables fundamentales (Cuadro 5), muestra que el crecimiento real del precio de vivienda se condice con lo observado en las variables macroeconómicas para todo el período mensual comprendido en 1994-2012. Por ejemplo, si bien el IRPV aumentó entre 2 % y 1,3 % anualmente, según la medida estándar de crecimiento aplicada (geométrico o promedio, respectivamente), el IPSA creció entre 9,4 % y 10,5 %; por su parte, el IMACEC se expandió entre 4,7 % y 4,3 %. Esto seguido por un aumento del índice de los costos de edificación (6 %-5,3 %), las remuneraciones reales (2,3 %-2,1 %) y la menor tasa de interés de letras hipotecarias (menores costos de acceso al crédito hipotecario) de entre -3 % y -4,2 %.

De igual modo, si consideramos la evolución del indicador de los precios de vivienda y lo comparamos

²³Principalmente en Estados Unidos, Unión Europea y Japón.

con nuestro set de variables macroeconómicas durante los últimos cinco años –período en el que el IRPV acentúa al alza su tasa de crecimiento anual–, observamos que el IRPV experimentó un incremento en torno a 4,8% –cifra que, prácticamente, triplica el crecimiento observado en todo el período de análisis (1994-2012). Sin embargo, este comportamiento continúa siendo razonable con la notable caída de la tasa de desempleo a nivel nacional (mayor estrechez del mercado laboral) y el fuerte incremento de los costos de mano de obra para el sector construcción.

Cuadro 5: Crecimiento del precio real de vivienda y variables macroeconómicas (En %)

Variables	1994-2012		2008-2012	
	Geométrico*	Promedio**	Geométrico*	Promedio**
Índice real de precios de viviendas (IRPV)	1.95	1.31	4.81	4.79
Remuneraciones reales (REM)	2.39	2.11	2.49	2.96
Tasa de interés de letras hipotecarias (RLH)	-3.01	-4.18	-2.06	-4.07
IMACEC	4.69	4.28	4.39	4.49
IMACEC/POBLACIÓN	2.71	2.29	2.45	2.45
Tasa de ocupados (TOCUP)	0.30	0.36	1.20	2.38
Tasa de desempleo (TD)	-0.79	-0.17	-4.46	-9.32
Costo de mano de obra (CMO)	1.61	1.07	3.81	4.01
Índice de costo de edificación (ICE)	5.88	5.32	6.50	5.42
IPSA	9.43	10.45	9.64	14.38

Nota: Todas las variables (excepto la tasa de interés, tasa de desempleo y tasa de ocupados) corresponden a índices con base enero-1994=100).

*La fórmula del crecimiento geométrico (cg) para la variable x es $cg_x = \left[\left(\frac{x_T}{x_1} \right)^{\frac{1}{T}} - 1 \right] (100)$, donde T es el número de observaciones de la variable x .

**La fórmula del crecimiento promedio (cp) para la variable x es $cp_x = \left[e^{12\beta} - 1 \right] (100)$, donde β se obtiene de la siguiente regresión lineal $\ln(x) = \alpha + \beta t + \xi$, que no es más que el resultado de aplicar logaritmo a la expresión $x = x_0 (1+r)^t e^\xi$, donde $\ln(x_0) = \alpha$ y $\ln(1+r) = \beta$ (tasa de crecimiento compuesta). Por lo que $r = e^\beta - 1$.

Fuente: BCCh, CChC, INE, SBIF.

Otras medidas de análisis comúnmente utilizadas como indicadores *benchmark* para evaluar la “sana” evolución de los precios de vivienda son los ratios *precio-renta* y *precio-alquiler*, respectivamente²⁴. En términos agregados, el primero mide el cociente de la disposición a pagar por el uso de la vivienda, relativo a la evolución del ingreso de los hogares. Mientras que el segundo término (*precio-alquiler*), captura el cociente entre el precio de la vivienda y la renta que puede obtener el inversionista por concepto de alquiler. Así, cuando ambos indicadores se mantienen estables y fluctuando en torno a una constante (o alguna medida de tendencia central de su evolución), es muy improbable que exista una burbuja y si estos exhiben una pendiente positiva en su evolución, es una señal de alerta. Sin embargo, no necesariamente proveen información concluyente sobre la existencia de una burbuja inmobiliaria. Esto porque, tal como se demostró en el marco teórico, estas mediciones también son sensibles a las perturbaciones de sus fundamentos (cambios de la política fiscal, tasa de interés neta de impuestos, costos asociados a la mantención de la vivienda, etc). En este caso, es recomendable explorar con mayor profundidad la conducta del precio de las viviendas, mediante la aplicación de métodos más sofisticadas de evaluación.

La Figura 5 compara la evolución del IRPV con dos medidas alternativas de *precio-renta* con frecuencia mensual: IRPV-remuneraciones reales y IRPV-Imacec²⁵. Se puede notar que estos indicadores han ten-

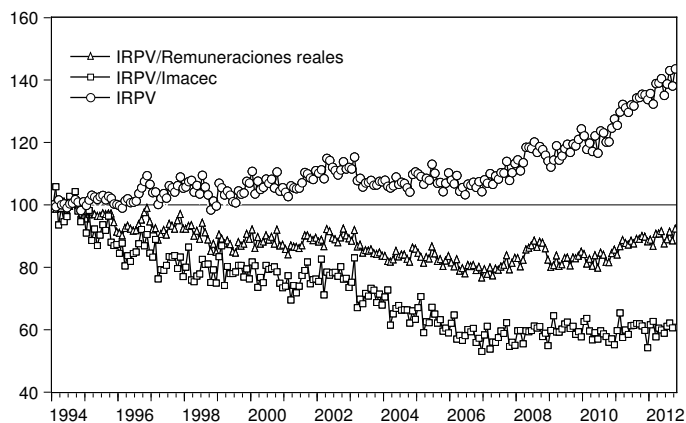
²⁴OECD (2005)

²⁵No existe una serie de arriendos pública y confiable que permita evaluar la evolución del ratio *precio-alquiler*. El componente de arriendo en la canasta del IPC medida por el INE fue públicamente puesta en tela de juicio dadas distintas fallas metodológicas.

dido a la baja, indicando que la tendencia de crecimiento del precio ha sido menor a la observada en los respectivos indicadores de actividad y remuneraciones de la economía.

Sin embargo, como se comentó previamente, este resultado no es concluyente de la ausencia de una burbuja por lo que tal resultado, motiva la necesidad de continuar explorando el mercado inmobiliario mediante la aplicación de otras técnicas de evaluación, como el análisis de cointegración y la aproximación del componente especulativo que aplicamos en las siguientes dos secciones.

Figura 6: Ratio Precio-Remuneraciones, Precio-Imacec, Precio real hedónico de viviendas (IRPV)



Fuente: Elaboración propia en base a las estadísticas del BCCh, INE, CChC.

5. Resultados

5.1. Análisis de cointegración entre precio real de vivienda y sus variables fundamentales

La experiencia internacional de varias economías industrializadas muestra que en general los procesos especulativos –que dan lugar a una burbuja inmobiliaria– no se diluyen, sino por el contrario se “revientan” en forma abrupta y sorpresiva, desencadenando con ello severas crisis de confianza que, en el peor de los casos, contagian las decisiones de inversión del resto de la economía y conducen a una inevitable y prolongada recesión²⁶. En Chile los aumentos observados durante los últimos años en el precio de las viviendas, ha generado distintas posturas entre los participantes del mercado respecto de la posibilidad de estar gestándose una burbuja especulativa. Así, en esta sección intentamos probar empíricamente –basado en el modelo teórico sobre el funcionamiento del mercado inmobiliario que abordamos previamente– si la actividad inmobiliaria observada durante los últimos años (reflejada en el crecimiento anual del índice real de precios de viviendas, IRPV), se debe a una conducta especulativa a gran escala, o simplemente responde a una fase expansiva de los factores de demanda inmobiliaria y/o mayores costos de construcción. De este modo, si la evolución del IRPV se condice con la dinámica de sus variables fundamentales (ingreso, tasa de interés, costos de construcción, etc), entonces podemos descartar la hipótesis de existencia de burbuja inmobiliaria. En efecto, los precios de vivienda se ajustarían gradualmente hacia su medida

²⁶Quigley (2001) para el caso de Japón. IMF, World Economic Outlook, April 2003. “When Bubbles Burst”, Chapter 2.

de equilibrio con un moderado costo en términos de actividad y desempleo. Por el contrario, de existir una burbuja especulativa, entonces su potencial ruptura podría acarrear ajustes severos para la economía.

En efecto, luego de describir y analizar el crecimiento y las correlación entre las series macroeconómicas con el IRPV, pasamos a contrastar la existencia de raíz unitaria para identificar el orden de integración de cada variable expresada en logaritmo. Para posteriormente contrastar la existencia de una relación de largo plazo o de equilibrio (en el sentido estadístico) entre el indicador de precios de vivienda y sus variables fundamentales. La metodología a aplicar para contrastar estadísticamente la existencia de tal equilibrio está basada en el test de cointegración²⁷.

La presencia de cointegración entre el IRPV y sus fundamentos es un ejercicio equivalente a descartar la existencia de burbuja inmobiliaria. El análisis de cointegración está basado en series no estacionarias con igual orden de integración. Una serie estacionaria es una serie “bien” comportada, ya que sigue un proceso estable con reversión a la media, por lo que en el largo plazo su distribución es constante y predecible. Mientras que una serie no estacionaria, en el largo plazo, adoptaría un comportamiento errático, según la perturbación que lo genere. Así, la relación entre series no estacionarias (como es el caso de la mayoría de las variables económicas) bien puede ser reflejo de una correlación espuria; o en su defecto, las variables cointegran, es decir, exhiben un comportamiento fluctuante en el corto plazo, pero convergente a largo plazo en torno a una o varias medidas de tendencia estocástica.

De esta forma, el procedimiento de identificación de raíz unitaria nos permitirá pre-seleccionar estadísticamente las variables que formarán parte del análisis de cointegración. El Cuadro 6 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria a cada variable del modelo. Los test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) indican que todas las variables, excepto Imacec y el ratio Imacec-población, poseen una raíz unitaria²⁸. Por lo que, a partir de las variables no estacionarias o integradas de primer orden evaluamos la posibilidad de especificar un modelo de cointegración de acuerdo con el modelo de corrección de errores (MCE), basado en el test de Johansen. En otras palabras, intentamos identificar qué variables macroeconómicas son partícipes del equilibrio de largo plazo, o lo que es lo mismo, identificar estadísticamente los fundamentos del precio de vivienda en Chile.

²⁷Este procedimiento es usado por Timmermann (1995), Bergoing et al. (2002), Case & Shiller (2004), Wu & Xiao (2002), Bellod (2007), Mikhed & Zemčik (2009) y Desormeaux (2011), entre otros autores.

²⁸Los test PP y KPSS sugieren que el IMACEC es una variable estacionaria en torno a una tendencia.

Cuadro 6: Test de raíz unitaria: Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Variable	DFA(a)		PP(a)		KPSS(b)	
	1	2	1	2	1	2
IRPV	-0.02*	-1.78*	0.24*	-2.47*	1.50	0.31
REM	-0.572*	-2.91*	-1.03*	-3.05*	1.94	0.21
RLH	-1.14*	-2.15*	-0.99*	-1.77*	1.51	0.18
CMO	0.64*	-0.64*	1.46*	-0.14*	1.27	0.46
IPSA	-0.32*	-1.96*	-0.42*	-2.17*	1.82	0.35
IMACEC	-0.20*	-3.14*	-1.29*	-12.09	1.96	0.11*
ICE	0.96*	-0.46*	0.75*	-0.76*	1.94	0.37
IMACEC/POB	-0.52*	-3.02*	-4.33	-11.83	1.89	0.12
Valor crítico 5%	-2.87	-3.43	-2.87	-3.43	0.46	0.15
10%	-2.57	-3.14	-2.57	-3.14	0.35	0.12

Nota: Todas las series, excepto la tasa de interés de letras hipotecarias, están en logaritmo natural. El número de rezagos utilizados en los test DF y PP fue elegido en base al criterio de Schwarz: IRPV (1 rezago); REM (0 rezago); rlh (1 rezago); CMO (0 rezago); IPSA (0 rezago); IMACEC (13 rezagos); ICE (0 rezagos); IMACEC/POB (13 rezagos). (a) La hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria; (b) La hipótesis nula es que la variable es estacionaria.

1. Se modela la serie con intercepto; 2. Se modela la serie con intercepto y tendencia.

*No es posible rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia del 10 %.

Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 7 muestra los resultados del test de cointegración bietápico de Engle & Granger (EG) y el test de Johansen (J) –el orden de los rezagos del modelo VAR para el test J fue escogido de acuerdo con el criterio de Schwarz y ajustado por el test LM de correlación residual. En efecto, la prueba de traza indica la existencia de una ecuación de cointegración (al 5% de significancia) entre el logaritmo del indicador de precio real de vivienda (LIRPV), la tasa media de interés de letras hipotecarias (RLH), el logaritmo de las remuneraciones reales de los trabajadores a nivel nacional (LREM), el logaritmo del costo de mano de obra del sector construcción (LMO) y el logaritmo del índice de precios selectivos de acciones (IPSA). Sin embargo este resultado no parece ser del todo robusto, ya que el test de cointegración basado en el máximo valor propio, no fue capaz de rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Por su parte, el test de Engle & Granger, basado en el estadístico z arroja la existencia de una cointegración en la que el precio real de la vivienda se define como la variable dependiente de la ecuación de regresión. No obstante, el mismo test basado en el estadístico τ señala que tal relación de cointegración es posible sólo al 10% de significancia. De este modo, pese a la aparente debilidad de la relación de largo plazo entre el precio real de la vivienda y sus fundamentos, se consideró la existencia de un vector de cointegración para la especificación del modelo de corrección de errores; sustentado en que los estadísticos de traza y τ de los test de Johansen y Engle & Granger, respectivamente, rechazaron la hipótesis de no cointegración al 5% y 10% de significancia entre las variables de interés.

Cuadro 7: Prueba de cointegración de Johansen y el método bietápico de Engle & Granger aplicado a las siguientes variables: $Ln(IRPV)$, RLH , $ln(REM)$, $ln(MO)$, $ln(IPSA)$

Hypothesized (H_0) No. of CE(s)	Johansen test		Engle & Granger test		
	Trace Statistic (p-value)	Max-Eigen Statistic (p-value)	(H_0 : Series are not cointegration) Dependent variable	tau statistic (p-value)	z-statistic (p-value)
None	81.0599* (0.0236)	29.71224 (0.1789)	$Ln(IRPV)$	-4.3537 (0.0675)	-38.6901* (0.0316)
At most 1	51.3477 (0.0858)	24.98309 (0.1350)	RLH	-2.4798 (0.8250)	-12.1067 (0.8318)
At most 2	26.3646 (0.3219)	12.52053 (0.6037)	$Ln(REM)$	-4.3857 (0.0626)	-32.5981 (0.0879)
At most 3	13.8441 (0.3003)	9.112194 (0.4219)	$Ln(LMO)$	-3.8438 (0.1940)	-30.3400 (0.1242)
At most 4	4.7319 (0.3141)	4.731859 (0.3141)	$Ln(IPSA)$	-3.7614 (0.2239)	-26.7696 (0.2065)

Lags interval (in first differences): 1 to 3. trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level. Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level. z - statistic indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level. Tau - statistic indicates no cointegration at the 0.05 level. *denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level. P -value entre paréntesis, basado en MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fuente: Elaboración propia.

A continuación presentamos las estimaciones de la ecuación de cointegración y el modelo de corrección de errores. En primer lugar, el Cuadro 8 –que exhibe la ecuación de cointegración– muestra que los signos de las variables fundamentales del indicador de precio de las viviendas, son coherentes con nuestras expectativas, basadas en la teoría económica. En el largo plazo, la mayor incidencia sobre el precio la tiene el costo de mano de obra de la construcción respecto del resto de las variables fundamentales. Este hallazgo guarda relación con el fuerte incremento que ha experimentado el costo de la construcción en los últimos años –coincidiendo con una situación de estrechez del mercado laboral. Asimismo, el índice de remuneraciones reales de los trabajadores a nivel nacional –que, en alguna medida, captura la tendencia del ingreso de los hogares– afecta positivamente al IRPV. En otras palabras, el comportamiento de las remuneraciones es partícipe del equilibrio de largo plazo del precio real de las viviendas. Por su parte, la tasa promedio de créditos hipotecarios afecta negativamente al IRPV, es decir, un aumento (disminución) del costo del crédito, disminuye (aumenta) la disposición a pagar por el servicio de una vivienda, debido al efecto renta. Finalmente, la incidencia del IPSA en el precio de la vivienda –después de controlar por el efecto de otras variables fundamentales del IRPV– es de signo negativo, lo que, en parte, favorece nuestro supuesto de que el mercado inmobiliario puede ser una alternativa de inversión para los inversionistas –similar a la adquisición de un bono como instrumento financiero de renta fija–, relativo a la inversión en activos de renta variable (o de mayor riesgo) como lo son las acciones del mercado bursátil²⁹.

Sin embargo, a diferencia de la relación de cointegración comprobada en nuestro estudio, otros autores, tales como: Bergoeing et al., 2002; Budnevich & Langoni, 1998; y Desormeaux, 2011 no descartaron la presencia de shocks persistentes en los precios de viviendas durante sus respectivos períodos de estudio, coincidiendo sus conclusiones acerca la existencia de excesivas sobrevaloración del precio de la vivienda. Estas diferencias podrían deberse, entre otros factores, a la pérdida de potencia que sufre el test de cointegración al ser utilizado en muestras pequeñas. En nuestro caso, utilizamos un período de tiempo más largo para el análisis de cointegración versus el lapso temporal cubierto por dichos autores.

²⁹Este hallazgo coincide con las conclusiones vertidas por Bergoeing et al. (2002) y Desormeaux (2011).

Cuadro 8: Relación de largo plazo entre el IRPV y sus variables fundamentales

Período	Constante	$\ln(CMO)$	$\ln(REM)$	$\ln(IPSA)$	$\ln(RLH)$
Ene 1994 - Oct 2012	-2.8408 (0.8205)	1.0420 (0.1601)	0.7820 (0.1283)	-0.1908 (0.0396)	-0.0148 (0.0079)

(.): Error estándar.

Fuente: Elaboración propia

A partir de las estimaciones del modelo de corrección de errores (Cuadro 9) se comprueba que el coeficiente que enlaza la ecuación de largo plazo con la dinámica de corto plazo es significativo al 10 % de significancia y posee signo negativo (-0,08). Este resultado es consistente con la evidencia empírica respecto del fuerte crecimiento del IRPV observado en años recientes, y anticipa que el precio tenderá a ajustarse a la baja –coherente con el mecanismo equilibrador intrínco en la relación de largo plazo (cointegración) entre el precio observado del IRPV y sus variables fundamentales. Por lo que se concluye que de existir un proceso especulativo en el mercado inmobiliario (implícito en el componente de error de la ecuación de largo plazo), éste no se deriva de una conducta especulativa generalizada (o de gran escala) como para provocar un severo ajuste en los precios de vivienda con significativos costos en términos de actividad y desempleo. En otras palabras, al ser estacionario el término de error –que mezcla la componente especulativa con la componente aleatoria– de la ecuación de largo plazo, se comprueba que el comportamiento observado del IRPV es explicado mayoritariamente por sus variables fundamentales –entre las que destacan el costo de mano de obra de la construcción y las remuneraciones reales a nivel nacional.

Cuadro 9: Vector de corrección de error (Ene 1994 - Oct 2012)

Error Correction:	$\Delta \ln(IRPV)$	$\Delta \ln(MO)$	$\Delta \ln(REM)$	$\Delta \ln(IPSA)$	ΔRLH
Cointeg. Eq	-0.079022 (0.0413)	0.042023 (0.0200)	-0.011257 (0.0127)	-0.381484 (0.0941)	0.141056 (0.3002)
R-squared	0.293962	0.136845	0.039421	0.212196	0.214992
Adj. R-squared	0.231357	0.060309	-0.045753	0.142341	0.145385
F-statistic	4.695542	1.78798	0.462831	3.037682	3.08867
Log likelihood	551.2183	712.4519	813.0022	368.6524	111.0797
Akaike AIC	-4.79476	-6.247314	-7.153173	-3.150022	-0.829547
Schwarz SC	-4.50354	-5.956094	-6.861953	-2.858802	-0.538327

Fuente: Elaboración propia

Finalmente, la descomposición de varianza del impulso del IRPV a una perturbación en sus fundamentos (Cuadro 10) nos ofrece una aproximación cuantitativa de la importancia que tienen los fundamentos sobre la varianza del IRPV. En este procedimiento, la ausencia de ortogonalización del vector de errores entre las ecuaciones del sistema dinámico, puede arrojar resultados distintos sobre la importancia de los fundamentos en el IRPV –según como ingresemos el orden de las ecuaciones en el sistema. Para evitar este problema, el orden de las variables en el sistema dinámico de ecuaciones simultáneas, corresponde a la secuencia causal entre variables (desde la más causal o exógena a la menos causal)³⁰ –basado en el test de causalidad a la Granger. Del Cuadro 10 se vislumbra que en el corto plazo el costo de la mano de obra de la construcción explica mayormente el comportamiento del precio relativo al resto de variables fundamentales, seguido por las remuneraciones reales a nivel nacional. En el largo plazo, más del 20 %

³⁰El orden de exogeneidad de las variables fue remuneraciones reales, IPSA, costo real de mano de obra, tasa de interés, índice real de precios de vivienda. Este resultado está basado en el test de causalidad a la Granger

de la varianza del precio real de la vivienda es explicado por las remuneraciones reales a nivel nacional, seguido por el costo de la construcción, la tasa de interés y el IPSA.

Cuadro 10: Descomposición de la varianza del índice real del precio de vivienda (en %)

Period (mes)	LIRPV	LMO	LREM	LIPSA	RLH
Corto plazo					
1	94.30	0.63	0.13	4.83	0.11
2	90.31	3.53	0.34	5.26	0.57
3	87.91	5.56	1.36	4.16	1.01
4	83.53	8.17	2.99	3.79	1.51
5	81.89	8.60	3.84	3.61	2.06
6	79.84	9.44	4.89	3.66	2.17
7	77.98	9.95	6.03	3.75	2.29
8	76.19	10.49	7.14	3.88	2.30
9	74.82	10.85	7.99	4.04	2.31
10	73.48	11.21	8.76	4.24	2.31
11	72.26	11.51	9.46	4.45	2.32
12	71.12	11.79	10.11	4.65	2.33
Largo plazo*	47.86	15.95	23.59	10.37	2.24

* Considera 30 períodos.
Fuente: Elaboración propia.

5.2. El método de Levin & Wright (1997, a, b) para la identificación de burbujas especulativas

Con el mismo propósito de identificar potenciales desequilibrios del mercado inmobiliario, en este apartado se plantea una especificación ampliada del modelo de corrección de errores visto en la sección anterior. Se usa el término “ampliado” porque en el vector de corrección de errores se incluye una variable explicativa de ganancia de capital –lo que permite la estructuración de un modelo anidado y comparable con su versión original discutida en la Sección 5.1. Para ello, seguimos de cerca el trabajo de Levin E. & Wright R. (1997, a, b), quienes midieron el impacto de la especulación en el mercado inmobiliario del Reino Unido, mediante la inclusión de variables alternativas de ganancia de capital para el período 1971-1994.³¹

La metodología utilizada por estos autores considera a la especulación como un determinante del precio real de la vivienda, ampliamente argumentado en la literatura económica³². Por lo que, Levin E. & Wright R. (1997, a, b), en adelante $L - W$, confeccionan un set de variables cuantitativas de especulación –cimentadas en la persistencia del crecimiento anual del precio de vivienda. Así, cada una de estas variables –que presentamos más adelante– es incluida en el modelo de corrección de errores como un determinante de la dinámica de corto plazo del IRPV, adicional a las variables fundamentales analizadas en la sección anterior.

El estudio de $L - W$ parte de la lógica de que las burbujas especulativas son determinadas por la expectativa de que los precios de viviendas van a subir en un futuro cercano, al margen de los fundamentos macroeconómicos. Por lo que, no puede haber una conducta especulativa a gran escala (o burbuja de precios) si no está la “creencia” de que los precios van a subir. En este sentido, el estudio sobre la especulación llevó a los autores a plantearse la siguiente interrogante: ¿qué determina la creencia de que los

³¹Bellod (2007) también utiliza esta metodología para el caso de España

³²Ermisch (1990), Case & Shiller (1989, 1990); Grebler & Mittelbach (1979); Hendry (1994); Ito & Hirono (1993).

precios eventualmente podrían cambiar? Y la respuesta viene por el lado de la demanda, es decir, similar a los modelos neoclásicos, en el corto plazo, los cambios observados y esperados en el precio, provienen de los cambios observados y esperados en las condiciones de demanda. Mientras que por el lado de la oferta, los autores suponen que ésta es inelástica al precio, debido, en parte, a que la característica de alta durabilidad de las viviendas dan lugar a un amplio stock inmobiliario existente, relativo al stock de viviendas de nueva construcción –coherente con el supuesto de Mankiw (2002).

Antes de continuar con el desarrollo de esta sección, es necesario hacer una sutil distinción entre “especulación” en el mercado de las viviendas y el término “burbuja inmobiliaria.” La especulación es la decisión de mantener, vender o comprar un activo (vivienda) frente a la creencia de algunos agentes/inversionistas de que el precio del activo cambiará en un futuro próximo. Si bien esta conducta puede conducir a una burbuja inmobiliaria, no necesariamente implica su presencia. Esto porque una burbuja inmobiliaria se define como la creencia generalizada (no sólo de algunos inversionistas) de que el precio del activo, al margen de lo que suceda con sus variables fundamentales, experimentará grandes cambios en un futuro próximo. En otras palabras, la diferencia entre la especulación y la burbuja especulativa está en la cantidad de recursos que se destinan a especular.

En este marco, se busca identificar la significancia del componente especulativo del mercado inmobiliario de Chile y su preponderancia para explicar los períodos de sobrevaloración de la vivienda, después de controlar por el efecto de las variables fundamentales. Para ello, evaluamos si se cumple, estadísticamente, la siguiente hipótesis nula: la conducta pasada del precio real de viviendas (IRPV) no tiene efecto en las expectativas de los agentes sobre las futuras ganancias de capital, que a su vez retroalimentaría las fluctuaciones del IRPV observado.

El modelo de $L - W$ establece que, entre otros factores, la evaluación de comprar o vender una vivienda, básicamente, depende de dos elementos clave que son: la valoración o disposición a pagar asociada al beneficio de adquirir una vivienda para habitarla (pago por el uso de la vivienda); y el segundo componente del precio es asociado a la expectativas de ganancia (o pérdida) de capital, debido a la expectativa de cambio del precio en el siguiente período. En términos simples, el precio real de vivienda depende de dos componentes: uno vinculado a la disposición a pagar por el uso del inmueble –el cuál corresponde al precio de largo plazo o de equilibrio, obtenido a partir de sus variables fundamentales. Y la otra componente derivada de las expectativas de ganancia de capital, basada en la especulación:

$$IRPV_t = P_t^U + G_t \quad (15)$$

Donde $IRPV_t$ es el índice real de precio de viviendas; P_t^U es la disposición a pagar por el uso de la vivienda, la cual está directamente asociada al ingreso de los hogares e inversamente relacionado con la tasa de interés del crédito hipotecario. Como se puede notar, ambas variables (renta y tasa de interés) forman parte de los fundamentos del precio de vivienda, según nuestro modelo teórico y las estimaciones obtenidas del análisis de cointegración en la sección anterior. Por su parte, G_t se define como el valor presente de las expectativas de ganancia (pérdida) de capital por especular en el mercado inmobiliario, basado en la creencia de que el precio de las viviendas aumentará (disminuirá) en el siguiente período. Para ser consistentes con la hipótesis sobre la posible retroalimentación del precio del mercado inmobiliario, la forma explícita de G_t considera los cambios pasados del $IRPV$. En efecto, las dos primeras medidas de expectativas de ganancias de capital (ecuación 16) fueron construidas en base al trabajo de L-W: la expectativa basada en el cambio anual del precio observado un año atrás (G_{1t}^{L-W}); y la expectativa que considera el cambio anual del precio registrado un mes atrás (G_{2t}^{L-W}).

Por otra parte, Bellod (2007), siguiendo la misma metodología de L-W, propuso una medida alternativa de expectativa de ganancias de capital en su estudio aplicado al mercado inmobiliario de España, a la que denominó expectativas “miopes” fundada en la brecha entre el crecimiento anual del precio real de vivienda (retorno del activo) y la tasa de interés de deuda hipotecaria (costo del activo), ambos indicadores observados un mes atrás. Según el autor, “las expectativas miopes suponen que el agente atiende en exclusiva al último valor observado de revalorización del activo (vivienda)”. Por lo que la variable (G_{1t}^B) trata de capturar el hecho de que los agentes podrían tomar posiciones en el mercado inmobiliario, dependiendo de la discrepancia entre la expectativa de cambio de los precios y la tasa de interés de créditos hipotecarios.

$$G_t = \begin{cases} G_{1t}^{L-W} = \frac{g_{t-12}}{1+rr_t} = \frac{\frac{IRPV_{t-12}}{IRPV_{t-24}} - 1}{(1+rr_t)} \\ G_{2t}^{L-W} = \frac{g_{t-1}}{1+rr_t} = \frac{\frac{IRPV_{t-1}}{IRPV_{t-13}} - 1}{1+rr_t} \\ G_{1t}^B = \left(\frac{IRPV_t}{IRPV_{t-12}} - 1 \right) - rr_t \end{cases} \quad (16)$$

A partir de los datos, se tiene que la variable G_t es estacionaria en sus tres variantes (Cuadro 11). Por lo que al ser una variable rezagada de la combinación del precio y la tasa de interés, se incluye como variable explicativa y exógena en el modelo de corrección de errores. Esto con el propósito de contrastar la significancia del componente especulativo (G_t) en la dinámica de corto plazo (o períodos de desequilibrio) del precio real de viviendas nuevas del Gran Santiago.

Cuadro 11: Test de raíz unitaria: Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron (PP)

Variable	DFA		PP	
	1	2	1	2
G_{1t}^{L-W}	-4.30	-6.22	-5.99	-6.37
G_{2t}^{L-W}	-4.77	-5.15	-6.63	-7.08
G_{1t}^B	-4.12	-6.89	-5.49	-7.05
Valor crítico 1%	-3.46	-4.00	-3.46	-4.00
5%	-2.88	-3.43	-2.88	-3.43

El número de rezagos utilizados en los test DF y PP fue elegido en base al criterio de Schwarz: G_{1t}^{L-W} (1 rezago); G_{2t}^{L-W} (1 rezago); G_{1t}^B (1 rezago). La hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria
1. Se modela la serie con intercepto; 2. Se modela la serie con intercepto y tendencia.
En todos los casos se rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia del 1%.
Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la estimación ampliada de los modelos de corrección de errores (con un vector de cointegración) se muestran en el Cuadro 12. La especificación $M1$ (modelo base estimado anteriormente) es presentado en el Cuadro 12 con la finalidad de poder comparar sus resultados con los obtenidos de los modelos alternativos que incluyen la ganancia de capital (G_t) entre sus variables explicativas. En primera instancia, la variable de ganancia de capital definida en base al cambio anual de los precios observados un año atrás (G_{1t}^{L-W}) –incluida como variable exógena en el modelo $M2$ – no resultó significativa (al 5% de significancia) para explicar la dinámica de corto plazo del índice de precio de viviendas nuevas ($IRPV$). Por lo que, basado en la construcción de esta variable proxy de ganancia de capital, la evidencia estadística no es suficiente para rechazar la hipótesis nula de ausencia de especulación inmobiliaria. Asimismo, la variable de ganancia de capital definida en base al crecimiento anual de los precios observados un mes atrás (G_{2t}^{L-W}) –contenida en el modelo $M3$ – tampoco resultó significativa al 5% de significancia, por lo que no es posible aprobar estadísticamente la presencia de una conducta especulativa en la dinámica de

corto plazo del *IRPV*.

En tanto, el modelo *M4* –que trata de capturar a través de la variable (G_t^B) el hecho de que los agentes podrían tomar posiciones en el mercado inmobiliario, dependiendo de la discrepancia entre la expectativa de cambio de los precios y la tasa de interés de créditos hipotecarios– revela que las fluctuaciones de corto plazo (o desequilibrios) en el precio real de vivienda, se deben, en parte, a la respuesta positiva del cambio anual de los precios observados un mes atrás sobre las expectativas de ganancia de capital, definidas según Bellod (2007). En otras palabras, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de especulación en el mercado inmobiliario. Esto último revela que las expectativas de los agentes parecen estar más correlacionadas con el comportamiento de los precios más recientes respecto de eventos de hace un año, similar a lo encontrado por Bellod (2007). Por lo que, si bien no estamos en presencia de una burbuja inmobiliaria –coherente con la conclusión derivada del análisis de cointegración de la sección anterior–, la transitoria sobrevaloración del precio real de viviendas –capturado por el modelo de corrección de errores– en parte, se explica por una especulación de menor grado –comprobada en el signo positivo del coeficiente que acompaña a la variable G_t en el modelo *M4*. No obstante, debemos considerar que el modelo de precio utilizado en esta sección, tampoco incluye una variable relevante como lo es el precio del suelo –debido a que las estadísticas existentes no son lo suficientemente largas como para capturar más de un ciclo en su evolución. Por lo que, el escaso poder explicativo de la variable G_t en los modelos *M2* y *M3*, en parte, podrían deberse a la presencia de sesgo en las estimaciones.

Cuadro 12: Vector de corrección de error para la ecuación del precio real de vivienda $Ln(IRPV_t)$

Período (Ener94 - Oct12)	<i>ModeloM1</i>	<i>ModeloM2</i>	<i>ModeloM3</i>	<i>ModeloM4</i>
<i>Constante</i>	-2.8408* (0.8205)	-4.3100* (0.8961)	-3.0054* (0.5670)	-1.5382* (0.3978)
$Ln(MO_{t-1})$	1.0420* (0.1601)	0.9978* (0.1510)	0.8767* (0.1035)	0.7709* (0.0737)
$Ln(REM_{t-1})$	0.7820* (0.1283)	1.1476* (0.1650)	0.9983* (0.0976)	0.7076* (0.0681)
$Ln(IPSA_{t-1})$	-0.1908* (0.0396)	-0.2140* (0.0366)	-0.2158* (0.0266)	-0.1406* (0.0191)
RLH_{t-1}	-0.0148* (0.0079)	-0.0092 (0.0068)	-0.0149* (0.0051)	0.0000 (0.0036)
Error Correction:	$\Delta(Ln(IRPV_t))$	$\Delta(Ln(IRPV_t))$	$\Delta(Ln(IRPV_t))$	$\Delta(Ln(IRPV_t))$
Cointeg. Eq	-0.0790* (0.0413)	-0.0960* (0.0461)	0.0012 (0.0573)	-0.3744* (0.0356)
G_{1t}^{L-W}	-	-7.47E-05 (0.00039)	-	-
G_{2t}^{L-W}	-	-	1.25E-05 (0.00053)	-
G_{1t}^B	-	-	-	0.0040* (0.0003)
R-squared	0.2940	0.3057	0.2820	0.5891
Adj. R-squared	0.2314	0.2332	0.2114	0.5488
F-statistic	4.6955	4.2172	3.9903	14.6359
Log likelihood	551.2183	496.5285	524.4775	586.9970
Akaike AIC	-4.7948	-4.7181	-4.7369	-5.2990
Schwarz SC	-4.5035	-4.3906	-4.4213	-4.9845
Jarque-Bera: p-vaule	0.6513**	0.4423**	0.6120**	0.9410**
Estadísticos conjunto (VAR)				
Log likelihood	2607.8030	2425.6600	2535.4810	2599.1390
Akaike information criterion	-22.5838	-22.9669	-22.8120	-23.3004
Schwarz criterion	-21.0358	-21.2309	-21.1393	-21.6331

*Significativo al 5% de significancia. ** No se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos al 5% de significancia. Nota: El error estándar de cada coeficiente estimado corresponde a los valores entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo a la metodología aplicada, la presencia de una relación cointegradora, aunque relativamente débil, entre el precio y sus fundamentos permite descartar la existencia de una burbuja de precios en el mercado inmobiliario durante el período de análisis. Sin embargo, ello no es garantía de que ésta no podría gestarse en un futuro cercano, principalmente porque de acuerdo a nuestras estimaciones que toman como base los trabajos de Levin & Wright (1997) y Bellod (2007) la especulación inmobiliaria –capturada a través de la variable de ganancia de capital definida por Bellod (2007)– en parte, explica los desequilibrios de corto plazo del índice de precio de viviendas nuevas del Gran Santiago.

Por último, el Cuadro 13 presenta una aproximación cuantitativa de la importancia que tienen los fundamentos sobre la varianza del IRPV, que resulta de la descomposición de varianza del modelo de corrección de errores *M4* –en el que resultó significativo el efecto de las expectativas de ganancia de capital sobre la dinámica de corto plazo del *IRPV*. A partir del Cuadro 13 se desprende que en el corto plazo las remuneraciones explican mayormente el comportamiento del precio relativo al resto de variables fundamentales, seguido por el costo de mano de obra de la construcción. En el largo plazo, más del 39% de la varianza del precio real de la vivienda es explicado por las remuneraciones reales a nivel nacional.

Cuadro 13: Descomposición de la varianza del índice real del precio de vivienda (en %), considerando la inclusión de variables de especulación

Period (mes)	LIRPV	LMO	LREM	LIPSA	RLH
Corto plazo					
1	92.10	2.55	1.13	4.06	0.15
2	81.39	8.52	3.93	4.37	1.79
3	75.52	11.75	7.26	3.80	1.66
4	66.06	17.39	11.30	3.69	1.56
5	60.44	18.01	14.51	5.55	1.51
6	53.68	19.14	18.50	7.37	1.31
7	47.77	19.72	22.09	9.27	1.15
8	42.90	20.12	24.97	10.97	1.03
9	38.91	20.17	27.09	12.87	0.96
10	35.42	20.19	28.83	14.65	0.90
11	32.48	20.18	30.24	16.24	0.86
12	29.98	20.13	31.43	17.63	0.83
Largo plazo*	12.70	18.97	39.22	28.37	0.75

* Considera 30 períodos.
Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones

El objetivo de esta investigación ha sido comprobar estadísticamente la existencia de grandes y permanentes desvíos del índice de precios de viviendas nuevas en el Gran Santiago (IRPV) respecto de sus variables fundamentales. Para ello, utilizamos dos metodologías: el tradicional análisis de cointegración y el método de Levin & Wriqth (1997, a, b) para estimar la importancia del componente especulativo en el precio de las viviendas.

El análisis de cointegración, permitió descartar estadísticamente la presencia de shocks persistentes en la dinámica del índice real de precios de vivienda durante el período de análisis (enero 1994 a octubre 2012). Por lo que la evolución de largo plazo del IRPV se condice con el comportamiento observado en sus variables fundamentales (tasa promedio de letras hipotecarias, índice de remuneraciones reales, costo de mano de obra del sector construcción y el desempeño del mercado bursátil medido por el IPSA). A partir de este resultado, se estimó un modelo de corrección de errores para validar la dinámica que relaciona la ecuación de largo plazo con la de corto plazo del IRPV. En efecto, la estimación del coeficiente resultó significativo al 10 % de significancia.

Por otra parte, la medición del impacto de la especulación (o expectativas de ganancias de capital) en el mercado inmobiliario, arrojó que las variables fundamentales del precio han tenido una mayor implicancia en la evolución del IRPV respecto de la observada a partir de las distintas medidas de especulación – basadas en la metodología de Levin & Wriqth (1997, a, b) y Bellod (2007). Este resultado valida el hecho de que la especulación es un fenómeno que siempre está más o menos presente en el mercado inmobiliario. No obstante, a partir del modelo de corrección de errores, se concluye que la trayectoria del IRPV responde mayormente a las variables fundamentales. Finalmente, la descomposición de varianza del IRPV muestra que en el corto plazo las remuneraciones explican mayormente el comportamiento del precio relativo al resto de variables fundamentales, seguido por el costo de mano de obra de la construcción. En el largo plazo, más del 39 % de la varianza del precio real de la vivienda es explicado por las remuneraciones reales a nivel nacional.

Referencias

- [1] Agnello & Schuknecht (2011), “Boom and busts in housing markets: Determinants and implications”, *Journal of Housing Economics*.
- [2] Alpha C. Chiang. “Métodos Fundamentales de Economía Matemática”, Tercera Edición, McGraw-Hill, 1987.
- [3] Banco Central de Chile, Informe de Estabilidad Financiera (Segundo semestre 2012), pag 27, gráfico IV.11.
- [4] Bellod Redondo, J. F. (2007), “Crecimiento y Especulación Inmobiliaria en la Economía Española”, *Revista Principios-Estudios de Economía Política*, N° 8, pp. 59-84.
- [5] Bergoing, R., Morandé, F. & Soto, R. (2002), “Asset Prices in Chile: Facts and Fads”. *Banking Financial Integration, and International Crises*, edited by Hernández, L. y Schmidt-Hebbel, K. Banco Central de Chile.
- [6] Bordo & Jeanne (2002), “Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy”, *NBER Working Papers*.
- [7] Borio & Lowe (2002), “Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus”, *BIS Working Paper*.
- [8] Bunevich, C. & Langoni, P. (1998), “Comportamiento Reciente de los Precios de los Activos de Sector Inmobiliario”, Banco Central de Chile.
- [9] Case, K. & R. Shiller (1987), “Price of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities”, *New England Economic Review* (sep.-oct.): 45-56.
- [10] Case, K. & R. Shiller (1989), “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes”, *American Economic Review* 79(1): 125-37.
- [11] Case, K. & R. Shiller (1990), “Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market”, *National Bureau of Economic Research Working Paper* N°. 3368 (NBER, Cambridge, MA).
- [12] Case, K. & Shiller, R. (2004), “Is There a Bubble in the Housing Market”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.2, pp. 299-342.
- [13] Coleman, A. & London-Lane, J. (2007), “Housing Markets and Migration in New Zealand 1962-2006”, *D P 2007/12*, Reserve Bank of New Zealand.
- [14] Cox, Parrado & Fuenzalida (2009), “Evolución de los precios de las viviendas en Chile”, *Revista Economía Chilena* 12(1), pp. 51-68.
- [15] De Gregorio (2010), “El Rol de los Bancos Centrales tras la Crisis Financieras”, *Documentos de Política Económica*, Banco Central de Chile.
- [16] Denton, F.T. (1971), “Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization”, *Journal of the American Statistical Association* vol. 66, pp. 99-102.
- [17] Desormeaux, N. (2011), “¿Existe Relación de Largo Plazo entre el Precio de las Viviendas con sus Variables Fundamentales? Un Análisis de Cointegración”, *Tesis de Grado de Magíster en Economía*, Pontificia Universidad Católica de Chile.

- [18] Desormeaux, D. y Piguillem, F. (2003), “Precios Hedónicos e Índices de Precios de Vivienda”, Cámara Chilena de la Construcción.
- [19] Detchken & Smets (2004), “Asset prices booms and monetary policy”. ECB Working paper.
- [20] Dreger & Kholodilin (2011), “An Early Warning System to Predict the House Price Bubbles”, Discussion Papers, DIW Berlin.
- [21] Ermisch, J.F., 1990, “The background: Housing trends and issues arising from them, in: J.F. Ermisch, ed., Housing and the national economy (Gower, Aldershot, Hants).
- [22] Flores (2006), “Financiamiento Hipotecario para la Vivienda”. Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras, Chile.
- [23] FMI (2012), “Perspectivas de la Economía Mundial, abril de 2012”, Capítulo 3: Medidas frente al endeudamiento de los hogares.
- [24] FMI (2005), “United Kingdom: Selected Issues”, IMF Country Report 08/51; Washington.
- [25] FMI (2006), “United Kingdom: Selected Issues”, IMF Country Report 06/87; Washington.
- [26] FMI (2003), “When Bubbles Burst”, World Economic Outlook, Report 04/03; Washington.
- [27] Goodman, A.C. & Kawai, M. (1984), “Replicative Evidence on the Demand for Owner-Occupied and Rental Housing”, Southern Economic Journal 50(4), 1036-7
- [28] Grebler, L. & F.G. Mittelbach (1979), “The inflation of house prices: its extent, causes, and consequences”, Lexington Books, Lexington, MA.
- [29] Harding & Pagan (2002), “Dissecting the cycle: a methodological investigation”, Journal of Monetary Economics 49, 365-381.
- [30] Hendry, D.F. (1994), “Econometric Modelling of House Prices in the United Kingdom”, in: D.F. Hendry and K.F. Wallis, eds., Econometrics and quantitative economics (Basil Blackwell, Oxford).
- [31] Idrovo B. (2009), “Un Modelo de Oferta y Demanda de Viviendas Nuevas en Chile”; Minuta N° 62 CEC, Cámara Chilena de la Construcción.
- [32] Idrovo & Lennon (2011), “Índice de Precios de Viviendas Nuevas para el Gran Santiago”, Documento de Trabajo N°65, Cámara Chilena de la Construcción.
- [33] Ito, T. and K. Hirono (1993), “Efficiency of the Tokyo Housing Market”, National Bureau of Economic Research Working Paper N° 4382 (NBER, Cambridge, MA).
- [34] Levin & Wright (1997,a), “The Impact of Speculation on House Prices in the United Kingdom”, Economic Modelling, vol 14, pp. 567-585.
- [35] Levin & Wright (1997,b), “Speculation in the Housing Market?”, Urban Studies, vol. 34, pp. 1419-1437.
- [36] López García, M. A. (2005), “Precios Inmobiliarios, Renta y Tipos de Interés en España”, Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, N° 7/05, Madrid.

- [37] MacKinnon, J. G., A. A. Haug, & L. Michelis (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- [38] Mankiw, G., "Macroeconomics", 5th Worth Publishers, (June 15, 2002), pp. 573-577.
- [39] Mankiw, N. G. & Weil, D. N. (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*, N°19.
- [40] McCarthy, J. & Peach, R. W. (2004), "Are Home Prices the Next Bubble?"; FRBNY Economic Policy Review, December, pags. 1-17.
- [41] McKinsey (2012), "Debt and Deleveraging: Uneven Progress on The Path to Growth".
- [42] MacRae, C. Duncan & Turner, Margery Austin (1981). "Estimating demand for owner-occupied housing subject to the income tax", *Journal of Urban Economics*, Elsevier, vol. 10(3), pages 338-356, November.
- [43] Mikhed, V. & Zemčik, P. (2009), "Do House Prices Reflect Fundamentals? Aggregate and Panel Data Evidence". *Journal of Housing Economics*, Vol. 18, pp. 140-149.
- [44] Morandé, F. & Soto, R. (1992), "Una Nota Sobre la Construcción de Series de Precios de Activos Reales: Tierra y Casas en Chile (1976-1989)". *Revista de Análisis Económico*, Vol. 7, N°2, pp 169-177.
- [45] Muellbauer & Murphy (1997), "Boom and Bust in the UK Housing Market"; *Economic Journal*, vol. 107, pp. 1701 - 1727.
- [46] OECD (2005), "Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals", *OECD Economic Outlook*, N°78.
- [47] Poterba, J. (1984), "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing : An Asset-Market Approach"; *Quarterly Journal of Economics*; noviembre.
- [48] Quigley, J. M. (2001), "Real State and the Asian Crisis", *Journal of Housing Economics*, vol. 10, pag. 129-161.
- [49] Riddel (1999), "Fundamentals, Feedback Trading, and Housing Market Especulation: Evidence from California"; *Journal of Housing Economic*, vol. 8, pp. 272 - 284.
- [50] The Economist (2005), "In come the waves", 16 de junio de 2005.
- [51] Timmermann, A. (1995), "Cointegration Test of Present Value Models with a Time-Varyng Discount Factor". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, N° 1, (Jan-Mar., 1995), pp. 17-31.
- [52] Topel, R. y Rosen, S. (1988), "Housing Investment in United States"; *Journal of Political Economy*, N° 96.
- [53] Van den Noord, P. (2005), "Tax incentives and house prices in the euro area: Theory and evidence", *Economie Internationale*, No. 101.
- [54] Wu, G. and Xiao, Z. (2002), "Are there speculative bubbles in stock markets? Evidence from an alternative approach". Working Paper, Michigan Business School.

7. Anexos

7.1. Tabla de resultados de la identificación de burbujas en Dreger & Kholodilin (2011)

Cuadro 14: Estadística descriptiva de las burbujas especulativas de precios de viviendas

País	Nº de burbujas	Duración promedio de las burbujas, trimestres	Período de estimación
Australia	3	8,7	1986 2009
Canada	4	8,8	1970 2009
Francia	2	10,0	1970 2009
Alemania	1	8,0	1991 2009
Italia	2	9,0	1981 2009
Japón	1	18,0	1969 2009
Holanda	1	5,0	1977 2009
Portugal	1	10,0	1995 2009
España	4	13,0	1971 2009
Suecia	2	5,5	1993 2009
Suiza	2	12,0	1970 2002
Reino Unido	3	14,3	1971 2009
Estados Unidos	2	14,0	1975 2009

Fuente: Dreger & Kholodilin (2011).

7.2. Metodología triangular de Harding & Pagan (2002)

La metodología triangular de Harding & Pagan se resume en los siguientes pasos:

- Se identifican los ciclos de precios, digamos x_t , pre-filtrando las series de precios con un filtro de Hodrick y Prescott en base anual, utilizando un parámetro lambda altamente suavizador ($\lambda=10.000$).
- Se define un *peak* local (P) en el tiempo t, como la secuencia de precios en que $\Delta x_t > 0$, $x_{t+1} < 0$, mientras que la secuencia $x_t < 0, x_{t+1} > 0$ identifica un valle local (V) que ocurre en el tiempo t.
- Se definen las características de las fases del ciclo a partir de los puntos anteriores en términos de persistencia, magnitud y severidad. Persistencia (D_i) se define como la distancia temporal entre los distintos puntos críticos (P y V), mientras que la magnitud (A_i) es el cambio porcentual que sufre la serie en los auges (desde un valle hasta un peak) y las caídas (desde un peak a un valle). La severidad es una aproximación a la desviación acumulada de los precios sobre su tendencia de largo plazo, definida como $C_i = (D_i \times A_i) \times 0,5$.

7.3. Tabla de caídas de precios inmobiliarios según el ejercicio del trabajo de Agnello & Schuknecht (2011)

Cuadro 15: Ranking de mayores caídas ordenados por severidad

País	Años	Persistencia	Magnitud	Severidad
Japón	1992-2006	15	-45,47	-341,03
Holanda	1979-1985	7	-78,95	-276,33
Suiza	1990-1999	10	-44,17	-220,85
Irlanda	1980-1987	8	-50,93	-203,72
Noruega	1987-1993	7	-57,59	-201,57
Inglaterra	1990-1996	7	-56,85	-198,98
Bélgica	1980-1985	6	-58,06	-174,18
Nueva Zelandia	1975-1980	6	-53,48	-160,44
Dinamarca	1987-1993	7	-45,42	-158,97
España	1992-1998	7	-44,64	-156,24
Finlandia	1990-1993	4	-71,45	-142,90
Suecia	1980-1985	6	-44,48	-133,44
Italia	1993-1998	6	-40,36	-121,08
Italia	1982-1986	5	-47,12	-117,80
Francia	1991-1997	7	-30,05	-105,18
España	1979-1982	4	-52,38	-104,76
Finlandia	1974-1979	6	-33,00	-99,00
Estados Unidos	1990-1997	8	-24,17	-96,68
Inglaterra	1974-1977	4	-47,48	-94,96
Noruega	1975-1983	9	-20,15	-90,68
Dinamarca	1979-1982	4	-42,76	-85,52
Japón	1974-1978	5	-33,97	-84,93
Francia	1981-1985	5	-26,02	-65,05
Alemania	2000-2007	8	-14,11	-56,44
Suecia	1991-1993	3	-35,61	-53,42
Chile	2002-2006	4	-8,2	-16,32
Promedios sin considerar a Chile		7	-43,95	-141,76

Fuente: Agnello & Schuknecht (2011).