

Finance, Markets and Valuation

Boom inmobiliario en Chile y fundamentos sobre los precios de vivienda

Real estate boom in Chile and fundamentals on house prices

Cristóbal Aguilera Alvial ¹

¹Universidad de Chile. Ciudad de Santiago de Chile. Email: caguileraa@fen.uchile.cl

JEL: G01; C58; E44

Resumen

El presente artículo estudia los fundamentos de los precios de vivienda basado en el Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV), dado que en el último tiempo en Chile se ha presenciado un aumento sostenido de los niveles de precios y se busca encontrar evidencia sobre la existencia de una posible burbuja especulativa en el mercado inmobiliario. Siguiendo la metodología de diversos autores chilenos y del mundo internacional, se aplicó la metodología de Co-integración de Engle & Granger. Además, se contrastaron los resultados de la metodología anterior usando el test de co-integración de Johansen. Luego, se aplica el método para encontrar quiebres estructurales. Como resultado, se constata evidencia para no rechazar la existencia de una burbuja en el mercado inmobiliario. Se encuentra que sólo las tasas de interés co-integran en el largo plazo con la evolución de los precios de vivienda, mientras que los demás fundamentos presentan una relación espuria.

Keywords: Burbuja inmobiliaria; Índice de precios de vivienda; Especulación; Cointegración; Quiebre estructural.

Abstract

This article studies the fundamentals of housing prices based on the Real Index of Housing Prices (IRPV), given that in recent times in Chile there has been a sustained increase in price levels and seeks to find evidence on the existence of a possible speculative bubble in the real estate market. Following the methodology of various Chilean and international authors, the Engle & Granger Co-integration methodology was applied. Furthermore, the results of the previous methodology were compared using the Johansen Co-integration test. Then a method to find structural breaks is applied. As a result, evidence is found to not reject the existence of a bubble in the real estate market. It is found that only interest rates co-integrate in the long term with the evolution of house prices, while the other fundamentals present a spurious relationship.

Keywords: Real estate bubbles; Real estate prices; Speculation; Co-integration; Structural break.

DOI:
[10.46503/BBHD9810](https://doi.org/10.46503/BBHD9810)

Corresponding author
Cristóbal Aguilera Alvial

Recibido: 5 Abr 2020
Revisado: 18 Abr 2020
Aceptado: 7 May 2020

Finance, Markets and
Valuation
ISSN 2530-3163.

1 Introducción

El mercado inmobiliario chileno se ha transformado en el último tiempo provocando consecuencias económicas, financieras y sociales que han afectado a los stakeholders de este mercado y a la sociedad en su conjunto. Específicamente, se ha presenciado un aumento sostenido del nivel de precios de vivienda, surgiendo indicios de que este fenómeno podría estar asociado a la gestación de una burbuja de precios que podría desencadenar una próxima crisis financiera.

Las crisis financieras se provocan por el alto grado de integración financiera en conjunto con una baja regulación por parte de las autoridades pertinentes, lo que provocaría un flujo de dinero hacia la compra de activos que prometen mucho retorno gracias a un boom de crédito de fácil acceso y poca regulación (Quintana Caris, 2014). Por lo tanto, hay una importancia en monitorear la estabilidad de los precios de vivienda que radica principalmente en las implicancias reales para la estabilidad financiera como para el crecimiento económico. Según Bordo y Landon-Lane (2013), las implicancias de los booms de activos sobre la política económica son muy importantes, particularmente porque los desplomes que siguen a estos fenómenos a menudo tienden a llevar a crisis bancarias y recesiones graves y prolongadas.

Según Sagner (2011), la relevancia de monitorear el mercado inmobiliario se atribuye a sus efectos sobre la estabilidad macroeconómica, efectos sobre la estabilidad financiera y un eventual canal de transmisión de la política monetaria. Por otro lado Araneda Rodríguez (2017), se refiere a los efectos de una corrección de precios para el consumo privado y perspectivas de crecimiento, dado que para un hogar la vivienda representa la tenencia más importante su portafolio. Según datos de Banco Central de Chile (2019), la deuda hipotecaria representa el 57,7 % de la deuda de los hogares a finales del año 2018.

Henríquez Cruz (2018) señala que el constante monitoreo puede prevenir una burbuja inmobiliaria. Ejemplo de lo anterior es el constante monitoreo al sector inmobiliario que realiza el Banco Central, a través de su Informe de Estabilidad Financiera (IEF). También lo es la regulación que realiza la actual Comisión para el Mercado Financiero (CMF) sobre las provisiones mínimas sobre colocaciones hipotecarias para la vivienda.

Daher (2013), tras investigar sobre las principales crisis globales desde el siglo XIX hasta las secuelas aún presentes de la crisis subprime afirma que el factor inmobiliario ha sido el detonante de las crisis más severas posteriores a la Segunda Guerra Mundial, aunque también precedió a la Gran Depresión de 1929 y últimamente a la crisis global de 2008. Un factor común encontrado en las crisis es la securitización de los créditos que permitió de modo radical la financiarización del sector inmobiliario, otorgando amplia movilidad a activos casi por definición inmóviles, multiplicando la deuda de los hogares y del sector privado en un contexto de crecimiento global de los mercados financieros y urbanización de las sociedades.

Este trabajo de investigación, busca expandir el avance realizado hasta ahora en la literatura chilena sobre determinantes de los precios de la vivienda y burbujas. En primer lugar se presenta una revisión del panorama a nivel económico y social de los efectos que ha provocado las transformaciones de la industria inmobiliaria. Luego, se analizan varios modelos para el análisis de los fundamentales de los precios reales de viviendas, tales como, los modelos de cointegración de Engle y Granger (1987), cointegración de Johansen (1988) y pruebas de quiebre estructural.

Según Stiglitz (1990), a grandes rasgos si la razón de que el precio de un activo sea alto hoy es sólo porque el inversionista piensa que el precio de venta será mayor mañana – cuando los factores fundamentales no parecen justificar ese precio – entonces existe una burbuja.

De acuerdo a [Villa Bedoya \(2015\)](#), una burbuja inmobiliaria se refiere al fenómeno donde se presenta un incremento excesivo e injustificado de los precios de los activos inmobiliarios en la economía. La causa principal de cualquier burbuja es la especulación de inversionistas que perciben con gran positivismo el mercado haciendo que aumenten los precios de la vivienda como respuesta al aumento en la demanda.

En la mirada de [Clayton, Ling, y Naranjo \(2008\)](#), la imposibilidad de vender corto inmobiliario privado restringe la oportunidad para traders sofisticados de entrar al mercado y eliminar el mispricing, especialmente si ellos creen que el mercado inmobiliario está sobrevaluado. Debido a los límites al arbitraje podría esperarse grandes desviaciones de los precios de sus valores fundamentales en presencia del sentimiento del inversionista.

Dado lo anterior, se realizará un análisis fundamental de los precios de vivienda para justificar el grado de alineamiento de los precios con sus fundamentos y encontrar evidencia de una burbuja. También es cierto que en Chile no hay un mercado financiero establecido sobre la industria inmobiliaria para que los inversionistas apuesten en contra del alza de precios, aumentando la posibilidad de que haya mayores desviaciones de precios de vivienda.

A continuación se recopilan los principales métodos y resultados obtenidos por autores chilenos acerca del estudio de fundamentos sobre el precio de viviendas.

[Henríquez Cruz \(2018\)](#) aplica prueba de cointegración de Engle y Granger (raíz unitaria y pruebas de cointegración para encontrar la relación de largo plazo entre el precio con los fundamentos), ARMA (rezago índice precio vivienda) para corregir el problema de la autocorrelación de los errores y el problema de variables omitidas y OLS. Obtiene que el Índice de remuneraciones y el ICE se relacionan positivamente con los precios y que las Tasas como los Meses para Agotar Stock se relacionan negativamente.

[Silva y Vio \(2015\)](#) estiman un modelo de equilibrio de largo plazo para el precio de las viviendas. El modelo de largo plazo es uno de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) que expresa los precios de viviendas como función del ingreso disponible, la tasa de interés de largo plazo y el índice de costos de edificación. Luego especifica un modelo de corrección de errores, incluyendo el error del modelo de largo plazo rezagado un período. No encuentra desalineamientos de los precios y sus fundamentales. Utiliza un modelo de cointegración, obteniendo los signos esperados y significancia, excepto para los costos de edificación.

[Barrera Varas \(2014\)](#) aplica el método de cointegración para estudiar la relación entre el IRPV y sus fundamentos. Sus resultados revelan que la evolución del precio de las viviendas guarda relación con el comportamiento que siguen sus fundamentos (IMACEC, Índice de Remuneraciones, IPSA e Índice de Costos de Edificación o ICE), desestimando la idea de burbuja inmobiliaria. Concluye que el IRPV y las variables fundamentales cointegran gracias a que la serie de residuos de modelos estimados presentan un comportamiento estacionario al 1% de acuerdo al test de ADF.

[Cruz Doggenweiler \(2014\)](#) realiza un análisis de cointegración y aplica la metodología de [Levin y Wright \(1997\)](#) que busca identificar un componente especulativo a través de la generación de una variable de rentabilidad. Además, aplica filtro de Kalman, para extraer una serie interpretable como un componente especulativo de la serie de precios. No llega a una conclusión unívoca que apunte a la existencia de una burbuja, ya que de los 8 modelos planteados dentro de las distintas metodologías 5 presentan evidencia de un componente especulativo dentro de la serie de precios.

[Quintana Caris \(2014\)](#) aplica modelos de quiebre estructural para detectar burbujas. Específicamente utilizó 3 de los estadígrafos en sus versiones adaptadas por [Homm y Breitung](#)

(2011): Uno basado en [Busetti y Taylor \(2004\)](#), [Phillips, Wu, y Yu \(2011\)](#) y un test de Chow; y finalmente un test propuesto por [Zivot y Andrews \(2002\)](#). Los test funcionan bajo la hipótesis nula que la serie sigue un patrón de paseo aleatorio para todos los periodos de tiempo, y bajo la hipótesis alternativa el proceso comienza como un paseo aleatorio y luego cambia a un proceso explosivo en un momento desconocido. El autor logra encontrar indicios de burbujas y predecir relativamente bien la fecha de emergencia de estas al contrastar con los hechos históricos, encajando con el marco teórico propuesto por Minsky y Kindleberger.

[Idrovo y Lennon \(2013\)](#) estudian la existencia de burbujas inmobiliarias en el Gran Santiago utilizando metodologías de cointegración y el modelo de [Levin y Wright \(1997\)](#). Sus resultados apuntan que la evolución de largo plazo del Índice Real de Precios de Viviendas (IRPV) se condice con la observada en sus variables fundamentales (Tasas hipotecarias, Índice de Remuneraciones, ICE, IPSA).

[Olaberria \(2014\)](#) estudia la asociación entre flujos de capitales y sobrevaloración de precios de activos financieros, medida ésta como un desvío del precio corriente respecto a una tendencia de Hodrick- Prescott, y documenta una fuerte y significativa asociación entre estas variables para países emergentes.

[Sagner \(2011\)](#) analiza conjuntamente los determinantes hedónicos y macro-financieros de los precios inmobiliarios. El autor encuentra una relación positiva y significativa para la variable Ingreso y negativa y significativa estadísticamente para las tasas de interés. También concluye que entre el 69 % a 71 % del nivel de precios es explicado por características propias del mercado inmobiliario. Los determinantes macro-financieros son responsables de cerca del 70 % del incremento en precios durante 1990 a 2007.

En lo siguiente, se presentan los resultados principales por autores internacionales acerca del estudio de los precios de vivienda.

[Villa Bedoya \(2015\)](#) utilizó un modelo de vector de corrección del error para encontrar el precio estimado de la vivienda de largo plazo dados sus fundamentales. Esta metodología permitió evidenciar las principales variables que influyen sobre el precio de la vivienda, resaltando el rezago en el Índice del Precio de la Vivienda Nueva, los metros cuadrados construidos y la tasa de interés hipotecaria. También hace uso de filtros estadísticos para encontrar picos en los precios de vivienda en Colombia, coincidiendo con las crisis inmobiliarias ocurridas en el pasado.

[Aguirre \(2013\)](#) realiza un análisis de cointegración que inicia con la verificación de raíz unitaria a cada una de las variables, para así poder identificar el orden de integración de cada una de ellas. Luego testea la existencia de una relación de largo plazo o de equilibrio entre el precio de las viviendas y sus variables fundamentales. La presencia de cointegración equivalente a descartar la existencia de una burbuja inmobiliaria. Encuentra que la mayor incidencia en el precio se atribuye a los costos de construcción con una relación positiva y significativa, al igual respecto al PIB per cápita y una relación negativa marginal de las tasas de interés.

[Borraz, Licandro, y Ponce \(2012\)](#) estiman un modelo dinámico para explicar el precio de la vivienda encontrando que la tasa de crecimiento del PIB afecta positiva y significativamente al nivel de precios y muestra una relación negativa generada por la inflación.

[Clayton y cols. \(2008\)](#) investiga el rol de los fundamentales y el sentimiento inversionista en la valuación comercial de los bienes raíces, encontrando que el sentimiento inversionista impacta el pricing. Estima un modelo para explicar la dinámica de largo plazo de las tasas de capitalización. En primera instancia se determina si las series contienen raíces unitarias y si están cointegradas. Luego estima un modelo de corto plazo con un término de corrección de

errores. El término de corrección de errores corresponde a los residuos del modelo de largo plazo, si se determinan que estos son estacionarios.

Existen también otros enfoques para explicar los fundamentos de las vivienda, por ejemplo, [Arribas, García, Guijarro, Oliver, y Tamošiūnienė \(2016\)](#) realiza un estudio de los fundamentales sobre los precios de vivienda estimando un modelo jerárquico lineal (HLM) que no asume independencia entre los individuos. Los autores realizan una regresión hedónica que considera variables como precio de departamentos en euros, superficie en metros cuadrados, si tiene o no terraza, número de piso, número de habitaciones, número de baños y otras variables relacionadas a las características del block y características del barrio. Las características del departamento y del block son asignadas con el nivel 1 y las características del barrio con el nivel 2 para la regresión. Obtiene un mejor ajuste y una menor varianza al compararlo con una regresión OLS (MCO).

El aporte del artículo se basa en la aplicación de los principales modelos utilizados por diversos autores a los datos más recientes y la consolidación de estos en un solo artículo para buscar evidencia sobre desalineamientos de los precios de vivienda y sobre la existencia o no de una burbuja en el mercado inmobiliario chileno. Además, se consideran las propuestas realizadas por [Henríquez Cruz \(2018\)](#), sobre la introducción de nuevas variables explicativas para mejorar las estimaciones y la inclusión de un término de corrección de errores a los modelos regresivos.

Es difícil diferenciar entre cambios de precios provenientes de fundamentos económicos subyacentes (algunos desconocidos, inobservables o inidentificables) y aquellos basados en la exuberancia irracional ([Ahearne, Ammer, Doyle, Kole, y Martin, 2005](#)). Sin embargo, a través de este artículo se busca entregar un panorama cuantitativo y cualitativo del escenario inmobiliario en Chile para evaluar el comportamiento de los precios de vivienda y la evidencia sobre la existencia o no de una burbuja inmobiliaria.

El presente artículo se estructura como sigue. En la sección 2, se presentan hechos estilizados para caracterizar el mercado inmobiliario chileno y entender el contexto del problema a nivel país. En la sección 2 también se realiza una revisión de literatura chilena e internacional relacionada a los determinantes de los precios de la vivienda y burbujas financieras. Posteriormente, en la sección 3 se explicará el modelo teórico y las variables utilizadas para el estudio del fenómeno. A continuación, en la sección 4 se realiza la presentación de los datos y sus fuentes específicas. En la sección 5, se presentan los resultados obtenidos. Finalmente, en la sección 6 se exponen las principales conclusiones, los alcances del trabajo y lineamientos futuros de trabajo sobre el tema tratado.

2 Hechos estilizados en Chile

2.1 Económicos

Los sectores Inmobiliarios y de la Construcción constituyen parte de los sectores más importantes de la economía chilena. De acuerdo a datos del [Banco Central de Chile \(2019\)](#), al segundo trimestre de 2019 el sector de Servicios de Vivienda e Inmobiliarios y el Sector de la Construcción, representaron el 14,58 % del PIB estando dentro de los principales sectores del país. De acuerdo a la evolución del Índice Real de Precios de Viviendas nuevas (IRPV) de la Cámara Chilena de la Construcción (CChC), entre enero 2009 y junio de 2019 el precio de casas y departamentos ha aumentado un 78,52 %, lo que equivale a un promedio simple de crecimiento de 7,54 % por año o una tasa de crecimiento compuesta anual de 5,73 % (figura 1). En este sentido, los precios de la vivienda en promedio casi se han duplicado en aproximadamente

10 años.

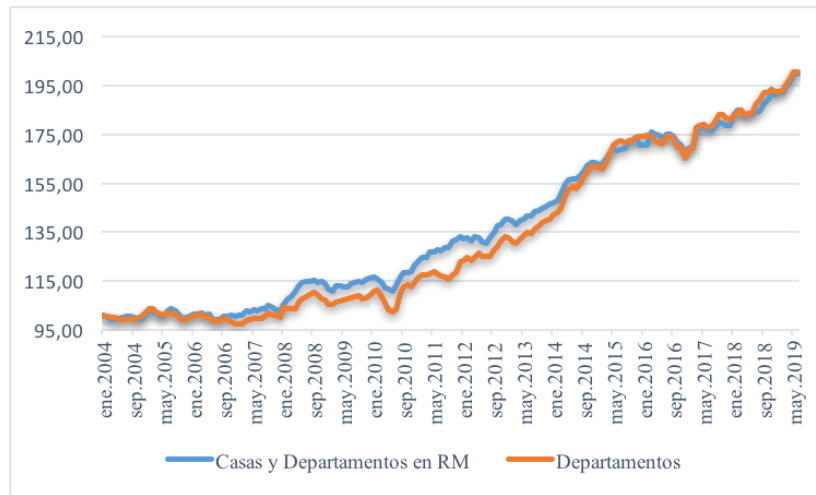


Figura 1. Evolución del IRPV desde enero 2004 a junio 2019

Según el Boletín Económico del sector Vivienda del primer trimestre del año 2019 la tasa de interés de créditos hipotecarios llegó a su nivel más bajo en 17 años, con un promedio de 3,18 %. Por otro lado, el saldo de colocaciones hipotecarias aumentó un 9,2 % en doce meses. Según datos del [Banco Central de Chile \(2019\)](#), desde enero del 2002 a junio de 2019 el promedio de tasa hipotecaria ha caído desde 7,51 % a 2,78 % (figura 2).



Figura 2. Evolución del promedio de tasa hipotecaria

El Informe Económico de Estabilidad Financiera (IEF) del primer semestre de 2019 indica que el endeudamiento de los hogares como porcentaje del PIB ha ido aumentando en el tiempo (figura 3).

Además, la tenencia de otras propiedades distintas a la vivienda principal ha aumentado a lo largo del tiempo, mostrando que ha aumentado la inversión inmobiliaria en el país (figura 4).

Por otro lado, el año 2014 se modifica la reforma tributaria constituyéndose como un hito histórico en el país en materia de legal. [Araneda Rodríguez \(2017\)](#) plantea que de las cinco

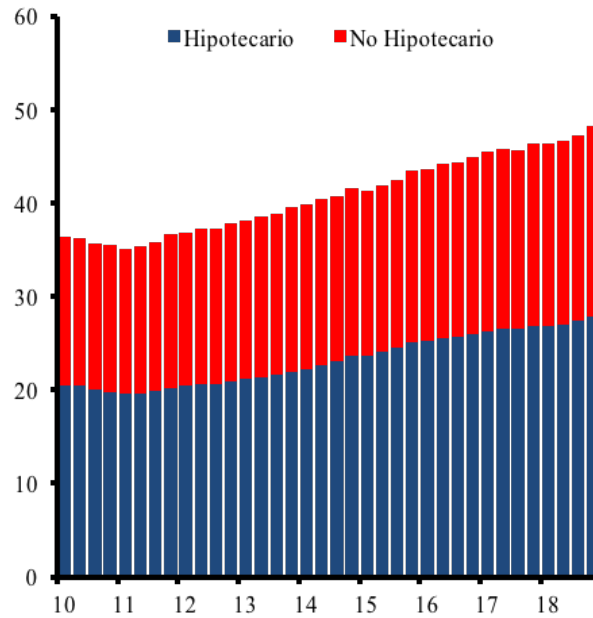


Figura 3. Endeudamiento de los hogares como porcentaje del PIB

modificaciones que introduce la reforma en materia de vivienda, el efecto IVA es el que genera mayor impacto porcentual en los precios de las viviendas. Específicamente proyectaba un alza de precios de hasta 13 % para viviendas bajo 1.800 UF y de hasta 4 % para viviendas sobre 10.000 UF, debido a la ampliación del rango en que se aplicaba IVA a las nuevas viviendas. Respecto a las ventas de viviendas, el 2015 se experimentó un récord histórico por la reforma tributaria, que tenía como plazo el 31 de diciembre de 2015 para venta de viviendas exentas de IVA. (Henríquez Cruz, 2018). El IEF del Banco Central (2019) muestra que las ventas de viviendas nuevas entre 2010 y 2015 aumentaron sostenidamente alcanzando su punto máximo a finales de ese año para luego caer por el efecto IVA de la reforma tributaria de forma abrupta hasta comienzos de 2017 cuando se vuelve a recuperar el nivel de ventas (figura 5).

2.2 Sociales

El boom inmobiliario en Chile es un fenómeno financiero importante no sólo porque tiene consecuencias económicas, sino porque ha transformado la vida en la ciudad y se ha reflejado en fenómenos colaterales tales como, gentrificación, la densificación o infilling, y concentración de la propiedad.

La gentrificación según Clark (2005) consiste en la reestructuración espacial de un área urbana mediante la inyección de capital fijo en mercado inmobiliario y de infraestructura, orientada al reemplazo de usuarios de ingresos medio-bajos por usuarios de poder económico superior, en un contexto de mercantilización de suelo. López-Morales y Herrera (2018), refiere que el sufrir expulsión desde el mercado inmobiliario residencial en zonas de renovación urbana, conlleva, para los desplazados, un aumento considerable del costo y tiempo de movilidad, y pérdida de centralidad. El autor agrega que la renovación urbana en altura es la forma más dominante y problemática de gentrificación en Chile.

Debido a la renovación urbana en altura en la búsqueda del aprovechamiento del potencial de ganancias o brench gap del suelo, se ha producido el fenómeno urbano infilling. Respecto

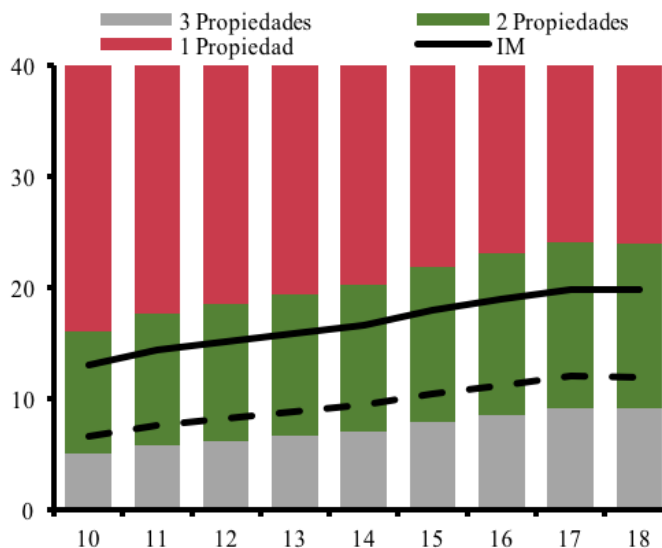


Figura 4. Distribución del número de propiedades (% del total)

a este fenómeno, [Araneda Rodríguez \(2017\)](#) indica en Santiago ha comenzado un ciclo caracterizado por la densificación y la preferencia por vivir en el centro de la ciudad, en barrios consolidados bien conectados, lo que ha llevado a que los habitantes de Santiago decidan vivir en edificios por sobre casas, en comunidades y en espacios cada vez más reducidos ([Araneda Rodríguez, 2017](#)) (figura 6).

Debido a lo anterior, la propiedad de la vivienda se ha ido concentrando cada vez más y como se mencionó anteriormente, el número de inversionistas inmobiliarios ha ido aumentando en el tiempo entre personas naturales e inversionistas institucionales. Por ejemplo, la evolución de los Fondos Inmobiliarios de Inversión ha sido muy rápida en el país. Entre 2004 y 2017 el monto administrado ha aumentado en un 281,1% y el número de fondos ha aumentado de 11 en 2004, a un total de 75 a fines del año 2017, con un aumento del 581,8%. El perfil de los inversionistas de este tipo de fondos públicos corresponde a compañías de seguro, family office, personas naturales de alto patrimonio y AFPs, entre otros.

3 Metodología

En el presente trabajo se aplicará la metodología de cointegración de Engle & Granger para estudiar la relación de largo plazo de los fundamentos sobre los precios de vivienda al igual que [Henríquez Cruz \(2018\)](#), [Barrera Varas \(2014\)](#), [Cruz Doggenweiler \(2014\)](#), [Idrovo y Lennon \(2013\)](#), [Aguirre \(2013\)](#), entre otros autores. Dado que las variables del modelo no son estacionarias, estudiarlas bajo el marco de co-integración no estacionaria es apropiado para estudiar relaciones económicas de largo plazo, como por ejemplo, los determinantes del precio de vivienda a largo plazo.

La cointegración implica que las desviaciones del equilibrio son estacionarias, con varianza finita, incluso si las series por si solas no son estacionarias y tienen varianza infinita ([Engle y Granger, 1987](#)). Respecto al método de cointegración, [Montero \(2013\)](#) explica que las variables que tienen una tendencia temporal definida se denominan “no estacionarias” y que las estimaciones de regresiones con variables no estacionarias son espurias salvo que estas estén

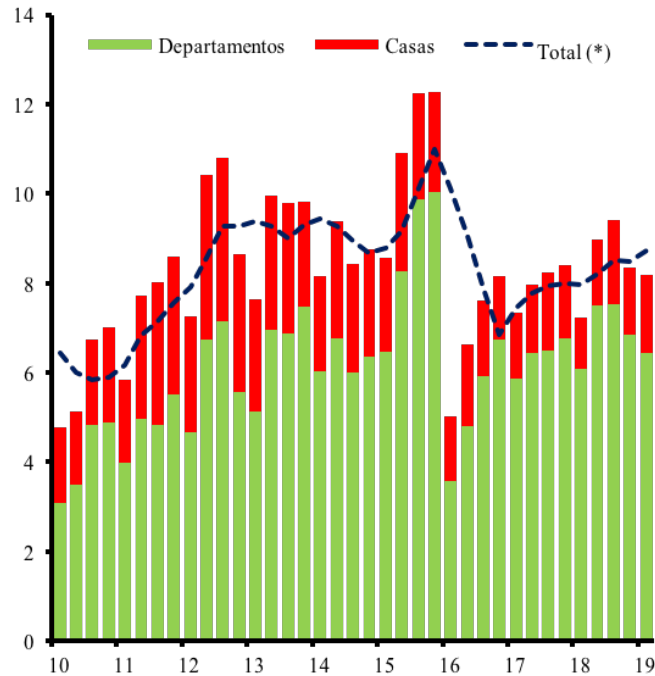


Figura 5. Venta de viviendas nuevas en Santiago en miles de unidades

cointegradas. En este sentido, dos variables no estacionarias cointegradas son aquellas cuyos residuos son estacionarios y si los residuos son estacionarios, entonces las estimaciones de variables no estacionarias son superconsistentes. Si se encuentra un vector de cointegración entre las series, quiere decir que no se puede afirmar que existe una burbuja (Cruz Doggenweiler, 2014). Por lo tanto, en este artículo se esperaría no encontrar un vector de cointegración, porque según el contexto relatado anteriormente hay indicios de burbuja inmobiliaria en la ciudad de Santiago de Chile.

3.1 Cointegración de Engle & Granger

A partir del trabajo de Montero (2013), se obtiene el razonamiento detrás de los pasos del modelo de cointegración de Engle & Granger como se explica a continuación:

- Estimación de la estacionariedad de las series: Pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillip-Perron (PP) sobre las variables de estudio del modelo.
- Planteamiento del modelo de largo plazo a estimar: En este caso, corresponde a un modelo de precios de vivienda, medidos por el índice IRPV, más las variables explicativas respectivas.
- Pruebas de cointegración sobre el modelo de largo plazo: Los requisitos para definir la cointegración son que dos variables sean estacionarias de orden 1 y que exista una combinación lineal de ambas cuyo error sea estacionario de orden 0. En definitiva, probar la cointegración entre dos variables $I(1)$ es igual que probar la estacionariedad de los residuos. Para testar la cointegración sólo hay que estimar los residuos del modelo de regresión y pasar la prueba de Dickey-Fuller aumentada a los residuos estimados. Si se cumple la H_0 (no se rechaza), entonces X_t e Y_t están cointegradas y β es superconsistente.
- Método de corrección de errores de corto plazo (ECM): Además, como una extensión del modelo, si las variables están cointegradas se pueden utilizar los residuos para corregir los

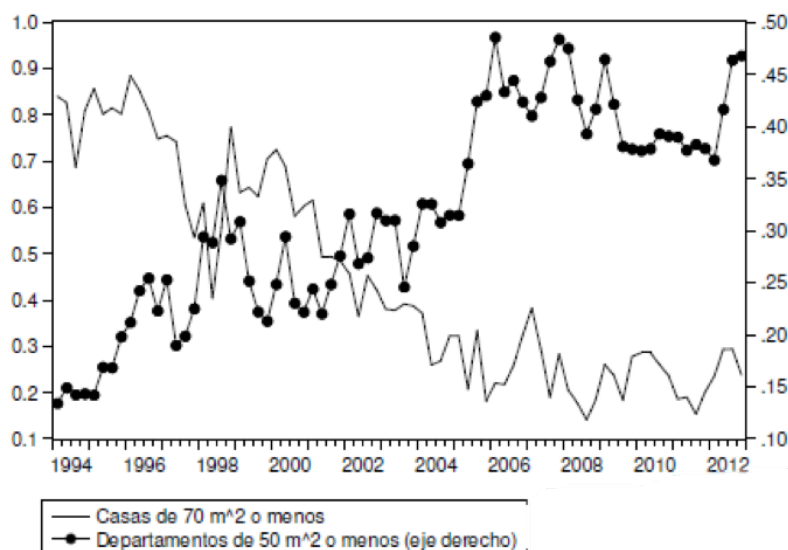


Figura 6. Evolución del porcentaje de viviendas en el tiempo según tipo de tamaño

errores y estimar también los efectos a corto plazo de la variable dependiente sobre las variables independientes. El modelo a estimar se denomina Modelo con término de corrección de errores (ECM) y su especificación es $Y_t - Y_{t-1} = \hat{\beta}(X_t - X_{t-1}) + \gamma(Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + \varepsilon_t$, donde $\gamma(Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) = \gamma u_{t-1}$ es el mecanismo de corrección en que forzosamente $\gamma < 0$, β es la influencia, a largo plazo de X sobre Y , y $\hat{\beta}$ es la estimación de la influencia, a corto plazo de X sobre Y (Montero, 2013).

Modelo de largo plazo a estimar

Según Silva y Vio (2015), en el equilibrio los precios de viviendas dependen positivamente del ingreso disponible y de los costos de edificación, y negativamente de la tasa de interés de largo plazo. Por lo tanto, la especificación del modelo de largo plazo es una función de precios de sus variables fundamentales.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^N \beta_i X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

El modelo anteriormente identificado se trabajará con las variables en logaritmos y se considerarán aquellas variables integradas de orden 1. Al realizar transformaciones logarítmicas a las variables, los coeficientes reflejan la tasa logarítmica de variación de una variable. Por lo tanto, multiplicando el coeficiente por 100, se obtiene la tasa de crecimiento porcentual de la variable (Henríquez Cruz, 2018). Por ejemplo, si el beta obtenido para una variable ICE es 0,18, al aumentar en un 1% el ICE aumentan un 18% los precios de las viviendas.

De acuerdo a las especificaciones previas realizadas por otros autores, para el modelamiento se considerarán las siguientes variables principales: Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV), Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC), Índice de remuneraciones (IR), Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA), Índice de Costos de Edificación (ICE), Tasas de interés de créditos hipotecarios (Tasas). Además, se agregan las siguientes nuevas variables: Stock de

Viviendas en unidades (Stock), Ventas de viviendas en UF (Ventas) y el Índice de Perspectivas Económicas (IPEC).

Idrovo y Lennon (2013) utilizan el Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV) como proxy de los precios de vivienda en Santiago de Chile, cuyo indicador se encuentra disponible en frecuencia mensual. Por otro lado, respecto a los determinantes de los precios de vivienda, Idrovo y Lennon (2013) utilizan las variables Tasas, IMACEC, IR, IPSA e ICE. En primer lugar, se incluye la variable Tasas, porque las tasas de interés de créditos hipotecarios reflejan el costo para financiar una vivienda y por lo tanto, podría efecto sobre los precios observados. Luego, la actividad económica medida por el IMACEC, al ser un indicador de actividad-ingreso se esperaría que a mayor actividad, mayor sea el ingreso disponible para la compra de una vivienda. Idrovo y Lennon (2013) también explican que los retornos accionarios, medidos por el IPSA, constituyen una inversión alternativa a la inversión inmobiliaria, por lo tanto, habría un efecto sustitución entre estos bienes. Por último, la inclusión del ICE se explicaría, porque mide los costos por el lado de la oferta inmobiliaria, por lo tanto, tendría un efecto razonable sobre los precios del mercado inmobiliario. En este sentido Cruz Doggenweiler (2014), también utiliza las variables IPSA, IMACEC, Tasas de interés, entre otras para explicar los precios de vivienda. Silva y Vio (2015) también hacen uso de las variables Tasas de interés de largo plazo, Actividad económica, Costos de Construcción, Ingreso per cápita como proxy de ingreso, entre otras variables. Por otro lado, según Araneda Rodríguez (2017) algunos indicadores inmobiliarios fundamentales son los de la tabla 1.

Modelo dinámico de corto plazo con término de corrección de errores (ECM)

El modelo corresponde a un modelo en primeras diferencias que considera el término de error de la ecuación de largo plazo con un rezago como estimador y también incluye los componentes autorregresivos de las variables explicativas. Por lo tanto el modelo dinámico de corto plazo es como sigue a continuación:

$$Y_t - Y_{t-1} = \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i (X_t - X_{t-1}) + \gamma \left(Y_{t-1} - \alpha - \sum_{i=1}^N \beta_i X_{t-1} \right) + \varepsilon_t \quad (2)$$

El modelo ECM puede ser representado de forma más abreviada de la siguiente forma:

$$\Delta Y_t = \hat{\beta}_i \Delta X_t + \gamma u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

El primer término corresponde a los rezagos en primeras diferencias de las variables explicativas. El término representa el mecanismo de corrección que forzosamente es menor a 0 y β_i representa la influencia de largo plazo de X sobre Y .

3.2 Cointegración de Johansen

El enfoque de Engle-Granger tiene varias debilidades. Éste se recomienda generalmente para encontrar integración entre dos variables, por lo cual para analizar la existencia de múltiples vectores de integración con más de dos variables, entonces se recomienda el test de Johansen. El test de Engle-Granger se limita a una sola ecuación con una variable designada como variable dependiente, explicada por otra variable que se supone que es débilmente exógena para los parámetros de interés. También se basa en probar previamente las series de tiempo para averiguar si las variables son $I(0)$ o $I(1)$. Estas debilidades pueden abordarse mediante el uso del procedimiento de Johansen. Sus ventajas incluyen que las pruebas preliminares no son

Tabla 1. Variables para modelamiento y relación esperada

| Variables | Observaciones |
|-----------|--|
| IRPV | Variable dependiente correspondiente al Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV) construido por la Cámara Chilena de la Construcción para viviendas nuevas en Santiago de Chile. |
| IMACEC | El Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC) se espera que tenga una relación positiva con el nivel de precios, ya que mejor actividad económica desplazaría la curva demanda por viviendas, asumiendo que en el corto plazo el stock de viviendas es constante. |
| IR | El Índice de Remuneraciones (IR) se utiliza como una proxy del ingreso disponible de los hogares, por lo tanto, se esperaría que a mayores ingresos aumente la demanda por viviendas, presionando los precios de la vivienda al alza. |
| IPSA | El Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA) debería estar relacionado negativamente al precio de las viviendas, dado que cuando suben los precios de los bienes raíces el público debería optar por otros instrumentos de inversión (Idrovo y Lennon, 2013). |
| ICE | Cuando sube el costo de los materiales de construcción, medido por el Índice de Costos de Edificación (ICE), cae la actividad de la construcción y por lo tanto se reduce el stock de viviendas disponibles. Esto hace subir los arriendos, y con ello, los precios de las viviendas (Silva y Vio, 2015). Por lo tanto, se espera que el Índice de Costos de Edificación (ICE) tenga una relación positiva con los precios de las viviendas. |
| Tasas | Según Silva y Vio (2015), las variaciones de la tasa de interés de largo plazo también provocan cambios en la curva de demanda inmobiliaria. Cuando las tasas bajan, disminuye el costo relativo de los créditos hipotecarios, por lo tanto, una caída debería favorecer la demanda inmobiliaria y con ello aumentar el precio de las viviendas. En síntesis, se espera una relación negativa entre las variables. |
| Stock | El stock de viviendas en unidades se utiliza como proxy de la oferta de viviendas en el mercado. Por lo tanto, ante aumentos del stock disponible de viviendas se esperaría una caída de los precios por ley de oferta (relación negativa). |
| Ventas | Las ventas de viviendas en UF se utilizan como proxy de demanda, dado que a mayores ventas, mayores deberían ser los precios en el mercado. En este sentido se esperaría una relación positiva entre el nivel de ventas y precios lo que se explica por la ley de demanda (relación positiva). |
| IPEC | Ahearne y cols. (2005) se refiere a las expectativas de los inversionistas y expresa que si las expectativas optimistas son un driver significativo en el cambio de precios de las viviendas, uno podría esperar el surgimiento de compras de casas como un vehículo puro de inversión. Por lo tanto, ante una situación de creciente actividad especulativa, debería esperarse una relación positiva entre esta variable y los precios de vivienda. |

necesarias, puede haber múltiples relaciones de cointegración, todas las variables se tratan como endógenas y son posibles las pruebas relacionadas con los parámetros a largo plazo. El modelo resultante se conoce como modelo de corrección de errores de vectores (VECM), ya que agrega características de corrección de errores a un modelo de múltiples factores conocido como autorregresión de vectores (VAR) (Tsen, 2010).

El procedimiento se realiza de la siguiente manera:

- Paso 1: Todas las series deben ser I(1)
- Paso 2: Determinar el número de rezagos (p) óptimos para el modelo
- Paso 3: Ejecutar prueba de co-integración de Johansen con p rezagos
- Paso 4: a) Si no hay co-integración, estimar VAR no restringido. b) Si hay co-integración, especificar VEC con p-1 rezagos

3.3 Test ADF recursivo y quiebres estructurales

Además, siguiendo a Quintana Caris (2014) se aplican pruebas de quiebre estructural a las series de precios buscando encontrar aquellos períodos en el tiempo en que los precios cambian abruptamente en los mercados. Para lo anterior, se aplicará el Right Tail Augmented Dickey-Fuller Test (RTADF) que facilita el desarrollo de test a series de tiempo para detectar y monitorear burbujas de precios (Caspi, 2013). La estrategia de detección está basada en la variación de la cola derecha del test estándar Augmented Dickey-Fuller (ADF), donde la hipótesis alternativa es que existe un proceso explosivo. El rechazo de la hipótesis nula podría servir como evidencia empírica para una burbuja de precios en los activos. Por lo tanto, se buscaría rechazar la hipótesis nula de que el proceso no sigue un comportamiento explosivo de precios.

4 Datos

Los datos obtenidos para este estudio fueron obtenidos de bases de datos del Banco Central de Chile, la Cámara Chilena de la Construcción y Thomson Reuters Eikon. De este modo se creó una serie de datos mensual desde enero 2004 a junio del año 2019.

La base de datos contiene las series de tiempo de la Cámara Chilena de la Construcción sobre el Índice Real de Precios de Vivienda (IRPV), Ventas de viviendas en UF, Stock de viviendas e Índice de costos de construcción (ICE). Por parte del Banco Central se obtuvieron las series de Tasas hipotecarias en UF, Índice mensual de actividad económica (IMACEC), Índice de expectativas económicas (IPEC) e Índice de remuneraciones. Finalmente, de Thomson Reuters Eikon se obtuvo la serie del índice bursátil chileno IPSA.

En la tabla 2 presentado a continuación se encuentra la estadística descriptiva principal de la data utilizada. En general se observa que casi todas las variables se distribuyen normal según el test Jarque-Bera, excepto el Índice de remuneraciones y las Tasas de interés. Por otro lado, respecto a la asimetría, el índice de precios IRPV y las tasas de interés tienen un nivel relativamente alto de skewness positivo, por lo tanto, esto implica que hay más valores distintos a la derecha de la media.

Tabla 2. Estadística descriptiva

| Summary | ICE | IMACEC | IPEC | IPSA | IRPVCD | Remu | Stock | Tasas | Ventas |
|--------------|----------|--------|-------|----------|--------|-------|-----------|-------|-----------|
| Mean | 4,262.01 | 90.94 | 46.21 | 3,615.43 | 134.38 | 5.68 | 43,341.43 | 4.19 | 7,430.41 |
| Median | 4,273.06 | 91.49 | 47.05 | 3,840.21 | 127.98 | 5.78 | 42,020.00 | 4.30 | 7,057.05 |
| Maximum | 6,013.79 | 124.84 | 59.30 | 5,855.38 | 192.32 | 8.87 | 58,016.00 | 5.92 | 14,997.10 |
| Minimum | 2,615.04 | 61.39 | 31.50 | 1,408.86 | 99.08 | 2.25 | 26,474.00 | 3.17 | 3,296.23 |
| Std. Dev. | 1,015.46 | 14.41 | 6.96 | 1,101.18 | 30.23 | 1.47 | 8,249.24 | 0.59 | 2,512.91 |
| Skewness | -0.17 | -0.01 | -0.31 | -0.23 | 0.41 | -0.12 | 0.09 | 0.21 | 0.52 |
| Kurtosis | 1.70 | 1.98 | 2.21 | 2.23 | 1.67 | 3.02 | 2.04 | 2.66 | 2.67 |
| Jarque-Bera | 13.52 | 7.80 | 7.54 | 6.10 | 18.29 | 0.47 | 7.11 | 2.22 | 8.83 |
| Probability | 0.00 | 0.02 | 0.02 | 0.05 | 0.00 | 0.79 | 0.03 | 0.33 | 0.01 |
| Observations | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 | 181 |

Tabla 3. Matriz de correlaciones

| | ICE | IMACEC | IPEC | IPSA | IRPVCD | Remu | Stock | Tasas | Ventas |
|--------|-------|--------|-------|-------|--------|------|-------|-------|--------|
| ICE | 1.00 | | | | | | | | |
| IMACEC | 0.95 | 1.00 | | | | | | | |
| IPEC | -0.24 | -0.18 | 1.00 | | | | | | |
| IPSA | 0.85 | 0.83 | -0.02 | 1.00 | | | | | |
| IRPV | 0.96 | 0.92 | -0.29 | 0.77 | 1.00 | | | | |
| Remu | 0.08 | 0.11 | -0.35 | 0.06 | -0.01 | 1.00 | | | |
| Stock | 0.66 | 0.63 | -0.58 | 0.58 | 0.67 | 0.34 | 1.00 | | |
| Tasas | -0.62 | -0.58 | 0.19 | -0.54 | -0.73 | 0.40 | -0.34 | 1.00 | |
| Ventas | 0.72 | 0.72 | -0.15 | 0.55 | 0.73 | 0.05 | 0.37 | -0.59 | 1.00 |

Sobre los índices de precios de viviendas. [Rubilar Pérez y Correa Miranda \(2015\)](#) recopila que existen distintas metodologías para determinar el precio de las viviendas. Entre ellas se encuentra la medida hedónica que busca controlar cambios composicionales y de calidad de las viviendas. Para el presente artículo se hizo uso del IRPV. Este corresponde a un set de índices de precios para viviendas (casas y departamentos) nuevas en la Región Metropolitana en base a la metodología de precios hedónicos para tres sub-zonas, nororiente, norponiente y sur. 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, en la tabla 3 se presenta una tabla de correlaciones de las variables utilizadas durante el tratamiento estadístico de los datos. En general, se observa altos niveles de correlaciones entre las variables IRPV con todas las variables fundamentales utilizadas, excepto entre IRPV y la variable Índice de Remuneraciones. También, es posible notar que los indicadores IMACEC, IPSA ICE, Stock, Tasas, Ventas están correlacionados entre sí de forma importante, dado a que son indicadores que se relacionan con el ciclo económico del país.

5 Resultados

5.1 Pruebas de estacionariedad

Basado en las pruebas de raíz unitaria que muestra la tabla 4, las variables IRPVCD, IPSA, IPEC, ICE, Remu, Stock y Tasas son no estacionarias en niveles pero se convierten en estacionarias al diferenciarlas una vez al 95 % de confianza según el test ADF y Phillip-Perron. Además, se concluye que las variables IMACEC y Ventas son estacionarias en niveles según PP.

Tabla 4. Augmented Dickey-fuller and Phillip-Perron tests

| Obs. | Level Series | ADF | | PP | | 1st diff. Series | | ADF | | PP | |
|----------------|--------------|---------|------|---------|------|------------------|---------|-------|--------|-------|------|
| | | Prob. | Obs. | Prob. | Obs. | Prob. | Obs. | Prob. | Obs. | Prob. | Obs. |
| Trend+Constant | LNIRPVCD | 22.71 % | 176 | 21.40 % | 180 | D(LNIRPVCD) | 0.00 % | 176 | 0.00 % | 179 | |
| Trend+Constant | LNIPSA | 42.37 % | 180 | 37.20 % | 180 | D(LNIPSA) | 0.00 % | 179 | 0.00 % | 179 | |
| Constant | LNIEC | 15.80 % | 180 | 9.31 % | 180 | D(LNIEC) | 0.00 % | 179 | 0.00 % | 179 | |
| Trend+Constant | LNIMACEC | 28.65 % | 167 | 0.00 % | 180 | D(LNIMACEC) | 28.32 % | 167 | 0.01 % | 179 | |
| Trend+Constant | LNICE | 83.22 % | 180 | 82.63 % | 180 | D(LNICE) | 0.00 % | 179 | 0.00 % | 179 | |
| Constant | LNREMU | 15.61 % | 180 | 12.94 % | 180 | D(LNREMU) | 0.00 % | 179 | 0.00 % | 179 | |
| Trend+Constant | LNSTOCK | 37.72 % | 180 | 29.50 % | 180 | D(LNSTOCK) | 0.00 % | 179 | 0.00 % | 179 | |
| Constant | LNTASAS | 27.08 % | 178 | 35.66 % | 180 | D(LNTASAS) | 0.00 % | 178 | 0.00 % | 179 | |
| Trend+Constant | LNVENTAS | 0.00 % | 180 | 0.00 % | 180 | D(LNVENTAS) | 0.01 % | 168 | 0.00 % | 179 | |

Tabla 5. Estimación MCO de ecuación 1

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|---------|
| LNREMU | 0.0269 | 0.0161 | 1.6742 | 9.59 % |
| LNICE | 0.8866 | 0.0334 | 26.5082 | 0.00 % |
| LNIPPEC | 0.0837 | 0.0311 | 2.6893 | 0.79 % |
| LNIPSA | -0.1907 | 0.0232 | -8.2210 | 0.00 % |
| LNSTOCK | 0.0879 | 0.0308 | 2.8548 | 0.48 % |
| LNTASAS | -0.4239 | 0.0366 | -11.5871 | 0.00 % |
| C | -1.6540 | 0.3731 | -4.4337 | 0.00 % |
| R-squared | 0.9613 | Mean dependent var | | 4.8761 |
| Adjusted R-squared | 0.9600 | S.D. dependent var | | 0.2211 |
| S.E. of regression | 0.0443 | Akaike info criterion | | -3.3598 |
| Sum squared resid | 0.3408 | Schwarz criterion | | -3.2361 |
| Log likelihood | 311.0644 | Hannan-Quinn criter. | | -3.3097 |
| F-statistic | 720.1149 | Durbin-Watson stat | | 0.3000 |

5.2 Prueba de cointegración de Engle-Granger

Una vez realizadas las pruebas de estacionariedad, se procede a estimar la ecuación 1 con IRPVCD como variable dependiente y las variables $I(1)$ como explicativas. Los resultados se muestran a continuación en la tabla 5.

El modelo muestra que todas las variables, excepto “Remu”, son significativas al 1%. Esta última es significativa al 10%. Las variables “ICE” e “IPEC” tienen el signo positivo esperado. Las variables “IPSA” y “Tasas”, tiene una relación negativa tal como se esperaba. Por último, la variable “Stock” es significativa aunque no tiene la correlación esperada con la variable dependiente y la “Constante” también resulta significativa. La variable “Stock” tiene una correlación positiva con la variable IRPV y en este modelo se encuentra una relación incluso significativa al 1% de error, por lo tanto, lo anterior podría indicar que la variable no captura bien la oferta de viviendas, sino tendría más relación con el nivel de actividad económica; en períodos de auge, habría un mayor stock lo cual se explicaría por una mayor demanda de vivienda en el mercado.

De acuerdo a la tabla 6, se aplicó test ADF a los residuos de la especificación de largo plazo. Se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad, por lo tanto se confirma la estacionariedad de los errores. Este resultado confirma lo encontrado por [Henríquez Cruz \(2018\)](#) quien concluye cointegración de las series. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, el uso de este modelo no es el más adecuado para determinar cointegración múltiple. Por lo tanto, aún no se puede concluir la existencia o no de una burbuja en el mercado inmobiliario chileno.

Se estimaron los efectos de corto plazo según la ecuación 2 como extensión del modelo anterior y analizar cómo cambian los resultados. Al igual que [Silva y Vio \(2015\)](#), se agregó un rezago de la variable dependiente como explicativa para corregir el problema de autocorrelación de los errores. En esta especificación sólo las variables correspondientes al término de corrección de errores y el rezago de la variable dependiente resultan significativas. El modelo resulta tener un bajo R^2 y las variables explicativas no logran explicar las fluctuaciones de corto plazo a diferencia de [Silva y Vio \(2015\)](#).

Tabla 6. Prueba ADF en residuos

| ADF test on residuals | | t-Statistic | Prob. |
|--|------------|-------------|-------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.078763 | 0 % |
| Test critical values: | 1 % level | -3.466994 | |
| | 5 % level | -2.877544 | |
| MacKinnon (1996) one-sided p-values. | 10 % level | -2.575381 | |

Tabla 7. Modelo ECM

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|---------|
| C | 0.0023 | 0.0008 | 2.7159 | 0.73 % |
| D(LNIRPVED(-1)) | 0.2616 | 0.0716 | 3.6519 | 0.03 % |
| D(LNREMU) | -0.0051 | 0.0080 | -0.6413 | 52.22 % |
| D(LNICE) | 0.0567 | 0.0613 | 0.9249 | 35.64 % |
| D(LNIPEC) | -0.0212 | 0.0144 | -1.4734 | 14.25 % |
| D(LNIPSA) | 0.0158 | 0.0176 | 0.9013 | 36.87 % |
| D(LNSTOCK) | 0.0094 | 0.0156 | 0.6020 | 54.80 % |
| D(LNTASAS) | -0.0046 | 0.0217 | -0.2141 | 83.07 % |
| LONGRUNRESID(-1) | -0.0623 | 0.0175 | -3.5503 | 0.05 % |
| R-squared | 0.1524 | Mean dependent var | | 0.0036 |
| Adjusted R-squared | 0.1126 | S.D. dependent var | | 0.0103 |
| S.E. of regression | 0.0097 | Akaike info criterion | | -6.3858 |
| Sum squared resid | 0.0160 | Schwarz criterion | | -6.2255 |
| Log likelihood | 580.5288 | Hannan-Quinn criter. | | -6.3208 |
| F-statistic | 3.8219 | Durbin-Watson stat | | 2.0118 |
| Prob(F-statistic) | 0.0004 | | | |

5.3 Prueba de cointegración de Johansen

Para analizar la relación de cointegración múltiple entre las variables se estiman 7 modelos autorregresivos (VAR). Estos son (IRPVCD, Remu), (IRPVCD, Remu, ICE), (IRPVCD, Remu, ICE, IPEC) y (IRPVCD, Remu, ICE, IPEC, IPSA), (IRPVCD, Remu, ICE, IPEC, IPSA, Stock), (IRPVCD, Remu, ICE, IPEC, IPSA, Stock, Tasas) y (IRPVCD, Tasas). Los resultados basados en los modelos VAR son sensibles a la longitud de los rezagos y orden de las variables. Por lo tanto, antes de determinar el número de vectores de cointegración, la longitud de los rezagos fue elegida por los indicadores AIC (Akaike's information criterion) y SBIC (Schwarz's Bayesian information criterion). La estimación de los modelos VAR se construye sólo con las variables integradas de primer orden o I(1).

Los resultados muestran que los modelos 1 a 4 deben ser explicados por 6 rezagos según AIC y por 1 rezago según SC. El modelo 5 tiene un óptimo de rezagos igual a 1 según AIC y SC. El modelo 6 tiene 2 rezagos según AIC a 1 según SC. Por último, el modelo 7 tiene 5 rezagos según AIC y SC. Por conveniencia y parsimonia, se prefirió elegir 1 rezago como óptimo para los modelos 1-6 y 5 rezagos para el modelo 7.

Tabla 8. Trace test and Max Eigenvalue test for cointegration

| Trace test | | | | Max-Eigen test | | | | | |
|-----------------|------------|-----------------|----------------|----------------|--------------|------------|---------------------|----------------|-------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | Critical Value | Prob. | No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | Critical Value | Prob. |
| Modelo 1 | | | | | | | | | |
| None | 0.0479 | 8.8051 | 15.4947 | 38 % | None | 0.0479 | 8.7812 | 14.2646 | 30 % |
| At most 1 | 0.0001 | 0.0238 | 3.8415 | 88 % | At most 1 | 0.0001 | 0.0238 | 3.8415 | 88 % |
| Modelo 2 | | | | | | | | | |
| None | 0.0542 | 16.5250 | 29.7971 | 67 % | None | 0.0542 | 9.9809 | 21.1316 | 75 % |
| At most 1 | 0.0251 | 6.5441 | 15.4947 | 63 % | At most 1 | 0.0251 | 4.5575 | 14.2646 | 80 % |
| At most 2 | 0.0110 | 1.9865 | 3.8415 | 16 % | At most 2 | 0.0110 | 1.9865 | 3.8415 | 16 % |
| Modelo 3 | | | | | | | | | |
| None | 0.0618 | 25.5952 | 47.8561 | 90 % | None | 0.0618 | 11.4232 | 27.5843 | 95 % |
| At most 1 | 0.0425 | 14.1721 | 29.7971 | 83 % | At most 1 | 0.0425 | 7.7767 | 21.1316 | 92 % |
| At most 2 | 0.0244 | 6.3954 | 15.4947 | 65 % | At most 2 | 0.0244 | 4.4274 | 14.2646 | 81 % |
| At most 3 | 0.0109 | 1.9680 | 3.8415 | 16 % | At most 3 | 0.0109 | 1.9680 | 3.8415 | 16 % |
| Modelo 4 | | | | | | | | | |
| None | 0.1147 | 48.9363 | 69.8189 | 68 % | None | 0.1147 | 21.8168 | 33.8769 | 62 % |
| At most 1 | 0.0724 | 27.1196 | 47.8561 | 85 % | At most 1 | 0.0724 | 13.4470 | 27.5843 | 86 % |
| At most 2 | 0.0426 | 13.6726 | 29.7971 | 86 % | At most 2 | 0.0426 | 7.7919 | 21.1316 | 92 % |
| At most 3 | 0.0263 | 5.8807 | 15.4947 | 71 % | At most 3 | 0.0263 | 4.7702 | 14.2646 | 77 % |
| At most 4 | 0.0062 | 1.1105 | 3.8415 | 29 % | At most 4 | 0.0062 | 1.1105 | 3.8415 | 29 % |

Tabla 8. Trace test and Max Eigenvalue test for cointegration

| Trace test | | | | Max-Eigen test | | | | | |
|-----------------|------------|-----------------|----------------|----------------|--------------|------------|---------------------|----------------|-------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | Critical Value | Prob. | No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | Critical Value | Prob. |
| Modelo 5 | | | | | | | | | |
| None | 0.1693 | 81.8404 | 95.7537 | 31 % | None | 0.1693 | 33.1986 | 40.0776 | 24 % |
| At most 1 | 0.1158 | 48.6417 | 69.8189 | 70 % | At most 1 | 0.1158 | 22.0349 | 33.8769 | 60 % |
| At most 2 | 0.0599 | 26.6068 | 47.8561 | 87 % | At most 2 | 0.0599 | 11.0499 | 27.5843 | 96 % |
| At most 3 | 0.0466 | 15.5569 | 29.7971 | 74 % | At most 3 | 0.0466 | 8.5479 | 21.1316 | 87 % |
| At most 4 | 0.0343 | 7.0091 | 15.4947 | 58 % | At most 4 | 0.0343 | 6.2508 | 14.2646 | 58 % |
| At most 5 | 0.0042 | 0.7583 | 3.8415 | 38 % | At most 5 | 0.0042 | 0.7583 | 3.8415 | 38 % |
| Modelo 6 | | | | | | | | | |
| None * | 0.2911 | 144.3526 | 125.6154 | 0 % | None * | 0.2911 | 61.5723 | 46.2314 | 0 % |
| At most 1 | 0.1880 | 82.7803 | 95.7537 | 28 % | At most 1 | 0.1880 | 37.2864 | 40.0776 | 10 % |
| At most 2 | 0.1075 | 45.4940 | 69.8189 | 81 % | At most 2 | 0.1075 | 20.3644 | 33.8769 | 73 % |
| At most 3 | 0.0592 | 25.1296 | 47.8561 | 92 % | At most 3 | 0.0592 | 10.9224 | 27.5843 | 97 % |
| At most 4 | 0.0434 | 14.2072 | 29.7971 | 83 % | At most 4 | 0.0434 | 7.9451 | 21.1316 | 91 % |
| At most 5 | 0.0316 | 6.2621 | 15.4947 | 66 % | At most 5 | 0.0316 | 5.7500 | 14.2646 | 65 % |
| At most 6 | 0.0029 | 0.5120 | 3.8415 | 47 % | At most 6 | 0.0029 | 0.5120 | 3.8415 | 47 % |
| Modelo 7 | | | | | | | | | |
| None * | 0.1015 | 19.1767 | 15.4947 | 1 % | None * | 0.1015 | 18.7391 | 14.2646 | 1 % |
| At most 1 | 0.0025 | 0.4376 | 3.8415 | 51 % | At most 1 | 0.0025 | 0.4376 | 3.8415 | 51 % |

Se aplicó el test de cointegración de Johansen a los 7 modelos, fijando el número óptimo de rezagos de acuerdo a lo encontrado previamente. Según, el test de traza y máximo eigenvalue, no se encuentran vectores de cointegración en los modelos 1 al 5. Sin embargo, al agregar la variable “Tasas”, se encuentra un vector de cointegración en el modelo 6. Dado lo anterior, se probó sólo la combinación entre la variable explicativa y “Tasas”. Se encuentra que este modelo, el número 7, también presenta un vector de cointegración. Por lo tanto, la cointegración múltiple al considerar todas las variables explicativas menos la tasa de interés no permite hallar una relación de largo plazo entre las variables. Sólo la variable “Tasas” tiene efectos en el largo plazo. Se puede concluir que la variable principal que mueve los precios en el largo plazo son las tasas de interés y que las demás variables fundamentales no cointegran, existiendo una relación espuria entre estas y la evolución de los precios, lo cual se constituye como un indicio de burbuja.

5.4 Modelo VECM

El modelo de vector de corrección de errores es un modelo de largo plazo que incluye un término de corrección de errores para explicar la dinámica de corto plazo. De acuerdo, a los resultados previos se estimó VEC para los modelos 6 y 7 que parecen explicar la relación de largo plazo. Según se observa en las ecuaciones de largo plazo de la tabla 9 de los modelos 6 y 7, todas las variables son significativas y tienen el signo esperado como se encontró anteriormente (signos se interpretan con signo contrario). Además, las variables del modelo de corto plazo no resultan significativas al igual como se encuentra anteriormente.

La evidencia encontrada mediante la metodología de Cointegración de Johansen y su extensión mediante VECM es similar a la encontrada según el uso del enfoque Engle-Granger. Sin embargo, mediante los modelos 6 y 7 se concluye que de todas las variables seleccionadas para explicar la evolución del precio de la vivienda, sólo la variable tasas tendría influencia para explicar la dinámica de largo plazo de los precios. Dado lo anterior, hay evidencia débil de cointegración entre las variables, por lo tanto, no se puede afirmar que no hay una burbuja en el mercado inmobiliario, puesto que los modelos 1 al 5 no tienen vectores de cointegración. Por otro lado, los modelos dinámicos de corto plazo no resultan significativos, lo cual se contradice con la debilidad de los resultados de cointegración encontrados.

5.5 Quiebre estructural

Con el objetivo de encontrar mayor evidencia acerca de la existencia de una burbuja inmobiliaria en Santiago de Chile. Se aplicará la metodología RTADF sobre la serie de precios de vivienda para analizar la explosividad de la serie y encontrar evidencia empírica sobre burbuja en los precios de estos activos. Específicamente se probaron los métodos Superior Augmented Dickey-Fuller (SADF) y Recursive Augmented Dickey-Fuller (RADF).

De acuerdo a la tabla 10, se puede observar que se rechaza la hipótesis nula para ambos test, RADF y SADF al 95 % de confianza. Por lo tanto, se puede afirmar que existe al menos un quiebre estructural en la serie tiempo de precios de vivienda. El gráfico asociado al test SADF muestra que desde mediados de 2007 hasta mediados de 2008 hay un quiebre estructural en los precios y que también existe otro quiebre que se extiende hasta el día de hoy desde el año 2010 en adelante, sugiriendo que actualmente hay una burbuja de precios. Por otro lado, el gráfico asociado al test ADF muestra que entre 2007 y 2008 hay un quiebre estructural en la serie, luego ocurre entre 2010 y 2011, también el año 2014. A la actualidad ha ido aumentando la probabilidad de rechazar la hipótesis nula, aumentando la probabilidad de quiebre estructural

Tabla 9. VEC para modelos 6 y 7

| Modelo 6 | | Modelo 7 | |
|-----------------|--------------|-----------------|-------------|
| LNIRPVCD(-1) | 1.0000 | | |
| | LNIRPVCD(-1) | 1.0000 | |
| LNREMU(-1) | -0.1784 | LNTASAS(-1) | 1.6184 |
| | [-5.30141] | | [5.95971] |
| LNICE(-1) | -0.7358 | C | -7.1821 |
| | [-10.8229] | | |
| LNIPPEC(-1) | -0.1410 | | |
| | [-2.21953] | | |
| LNIPSA(-1) | 0.1675 | | |
| | [3.54504] | | |
| LNSTOCK(-1) | -0.0739 | | |
| | [-1.15825] | | |
| LNTASAS(-1) | 0.8336 | | |
| | [11.2269] | | |
| C | 0.3316 | | |
| Short run | D(LNIRPVCD) | Short run | D(LNIRPVCD) |
| EC | -0.0517 | EC | 0.0006 |
| | [-3.79514] | | [0.14024] |
| D(LNIRPVCD(-1)) | 0.2209 | D(LNIRPVCD(-1)) | 0.3973 |
| | [3.07319] | | [5.45819] |
| D(LNREMU(-1)) | -0.0028 | D(LNIRPVCD(-2)) | 0.0753 |
| | [-0.33491] | | [1.09821] |
| D(LNICE(-1)) | 0.0203 | D(LNIRPVCD(-3)) | -0.4942 |
| | [0.32799] | | [-7.17433] |
| D(LNIPEC(-1)) | -0.0058 | D(LNIRPVCD(-4)) | 0.3604 |
| | [-0.39220] | | [4.96279] |
| D(LNIPSA(-1)) | -0.0112 | D(LNTASAS(-1)) | 0.0227 |
| | [-0.64971] | | [0.88033] |
| D(LNSTOCK(-1)) | -0.0211 | D(LNTASAS(-2)) | -0.0112 |
| | [-1.39752] | | [-0.39598] |
| D(LNTASAS(-1)) | 0.0151 | D(LNTASAS(-3)) | -0.0298 |
| | [0.68328] | | [-1.11084] |
| C | 0.0029 | D(LNTASAS(-4)) | 0.0137 |
| | [3.56204] | | [0.58549] |
| | | C | 0.0024 |
| | | | [3.06329] |

Long run equations

$$M6: ETC_{t-1} = Ln(IRPVCD)_{t-1} - 0,178Ln(Remu)_{t-1} - 0,7358Ln(ICE)_{t-1} - 0,141Ln(IPEC)_{t-1} + 0,1675Ln(IPSA)_{t-1} - 0,0739Ln(Stock)_{t-1} + 0,8336Ln(Tasas)_{t-1} + 0,3316$$

$$M7: ETC_{t-1} = Ln(IRPVCD)_{t-1} + 1,618368Ln(Tasas)_{t-1} - 7,182108$$

Tabla 10. Right tail ADF tests

| | RTADF | t-Statistic | Prob. |
|-----------------------|------------|-------------|--------|
| | SADF | 2.271588 | 0.50 % |
| Test critical values: | 99 % level | 1.860411 | |
| | 95 % level | 1.417626 | |
| | 90 % level | 1.111587 | |
| | max RADF | 1.85574 | 3.90 % |
| Test critical values: | 99 % level | 0.715628 | |
| | 95 % level | 0.008792 | |
| | 90 % level | -0.353385 | |

en la serie. El quiebre 2007-2008 coincide con la crisis global hipotecaria o subprime; el quiebre cercano al 2014 coincide también con el shock de demanda que vivió el mercado chileno previo a la extensión del IVA a más compradores del mercado inmobiliario.

La evidencia muestra que ha existido una anomalía en la evolución de la serie de precios posterior a la gran crisis financiera global, lo cual podría estar asociado a la gestación de una burbuja en el mercado inmobiliario en Santiago de Chile.

6 Conclusiones

Este trabajo pone en evidencia las implicaciones del boom inmobiliario en la ciudad de Santiago de Chile a través del estudio de precios de vivienda, cuya importancia radica en la posibilidad de acción de las autoridades financieras y monetarias para mantener la estabilidad financiera y macroeconómica del país.

El estudio se llevó a cabo siguiendo las metodologías utilizadas por autores chilenos y del mundo internacional para el estudio del mercado inmobiliario. Se aplicó la metodología de cointegración para analizar si existe o no una relación de largo plazo entre los fundamentos y la evolución de los precios de vivienda, puesto que de no haber cointegración la relación entre las variables es meramente espuria y es un indicio de la existencia de una burbuja. Al aplicar la cointegración de Engle-Granger sobre el modelo definido, se encontró que las variables cointegran, replicando los resultados previamente encontrados por otros autores chilenos. Sin embargo, para estudiar de forma más apropiada la cointegración, se aplicó la metodología de Johansen para cointegración múltiple, encontrando que sólo la variable de tasas de interés tiene influencia de largo plazo sobre los precios de vivienda, mientras que las demás fundamentos no logran explicar la evolución de los precios. Dado que no se encontró un vector de cointegración con todas las combinaciones de variables, excluyendo las tasas de interés, esto es sugerencia de un indicio de la existencia de una burbuja en el mercado inmobiliario. Además, se aplicaron las pruebas de quiebre estructural Superior Augmented Dickey-Fuller (SADF) y Recursive Augmented Dickey-Fuller (RADF), confirmando en ambas pruebas la existencia de quiebres estructurales en la serie de precios que persisten hasta el día de hoy.

En síntesis, si bien las burbujas son fenómenos de estudio muy difíciles de predecir, este trabajo ha constatado de forma cualitativa y cuantitativa evidencia para no rechazar la idea de la existencia de una burbuja en el mercado inmobiliario en Santiago. Dado este contexto, es importante que las autoridades políticas, financieras y monetarias monitoreen los precios del mercado inmobiliario con el fin de mantener la estabilidad financiera y macroeconómica

del país, y además debido a las consecuencias económicas y sociales que ha estado gestando este fenómeno en el país, tales como, la concentración de la propiedad o la gentrificación en la ciudad.

Referencias

- Aguirre, S. C. (2013). *Boom en el sector inmobiliario en bolivia: ¿burbuja o fundamentos económicos?* Banco Central de Bolivia.
- Ahearne, A. G., Ammer, J., Doyle, B. M., Kole, L. S., y Martin, R. F. (2005). House prices and monetary policy: A cross-country study. *International finance discussion papers*, 841.
- Araneda Rodríguez, R. J. (2017). *Índices de precios, velocidades de venta y determinantes de oferta de viviendas nuevas en comunas del Gran Santiago* (Inf. Téc.). Universidad de Chile. Descargado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/147112>
- Arribas, I., García, F., Guijarro, F., Oliver, J., y Tamošiūnienė, R. (2016). Mass appraisal of residential real estate using multilevel modelling. *International Journal of Strategic Property Management*, 20(1), 77–87. doi: <https://doi.org/10.3846/1648715X.2015.1134702>
- Banco Central de Chile. (2019). *Informe de estabilidad financiera del primer semestre de 2019* (Inf. Téc.). Banco Central de Chile. Descargado de <https://www.bcentral.cl/en/web/banco-central/content/-/details/informe-de-estabilidad-financiera-primer-semester-2019-11>
- Barrera Varas, V. (2014). *Boom inmobiliario en Chile, ¿burbuja o fundamentos?* (Inf. Téc.). Universidad de Chile. Descargado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/130452>
- Bordo, M. D., y Landon-Lane, J. (2013). ¿Puede una política monetaria expansiva llevar a auges de precios de activos? Evidencia histórica y empírica. *Economía chilena*, 16(2), 4–52.
- Borraz, F., Licandro, G., y Ponce, J. (2012). Precios de viviendas: una metodología para evaluar desvíos respecto a sus fundamentos. *Documento de trabajo del Banco Central del Uruguay*.
- Buseti, F., y Taylor, A. (2004). Tests of stationarity against a change in persistence. *Journal of Econometrics*, 123(1), 33–66. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2003.10.028>
- Caspi, I. (2013). Rtaf: Testing for bubbles with eviews. Descargado de https://mpra.ub.uni-muenchen.de/58791/1/MPRA_paper_58791.pdf
- Clark, E. (2005). *The order and simplicity of gentrification: a political challenge*. Routledge.
- Clayton, J., Ling, D. C., y Naranjo, A. (2008). Commercial real estate valuation: Fundamentals versus investor sentiment. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38(1), 5–37. doi: <https://doi.org/10.1007/s11146-008-9130-6>
- Cruz Doggenweiler, R. (2014). *Burbuja inmobiliaria en Santiago* (Inf. Téc.). Universidad de Chile. Descargado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/116038>
- Daher, A. (2013). El sector inmobiliario y las crisis económicas. *Eure (Santiago)*, 39(118), 47–76.
- Engle, R. F., y Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251. doi: <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Henríquez Cruz, C. (2018). *¿Están los precios de las viviendas en Chile, desalineados de sus fundamentales?* (Inf. Téc.). Universidad de Chile. Descargado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/168198>
- Homm, U., y Breitung, J. (2011). Testing for speculative bubbles in stock markets: A comparison of alternative methods. *Journal of Financial Econometrics*, 10(1), 198–231. doi: <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbr009>

- Idrovo, B., y Lennon, J. (2013). *Precios de viviendas nuevas: Análisis de cointegración para el caso del Gran Santiago, Chile* (Inf. Téc.). Universidad de Chile. Descargado de <http://biblioteca.cchc.cl/datafiles/38030-2.pdf>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231–254. doi: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Levin, E. J., y Wright, R. E. (1997). The impact of speculation on house prices in the United Kingdom. *Economic Modelling*, 14(4), 567–585. doi: [https://doi.org/10.1016/s0264-9993\(97\)00008-4](https://doi.org/10.1016/s0264-9993(97)00008-4)
- López-Morales, E., y Herrera, N. (2018). Arriendos por las nubes: efecto de la creciente concentración de la propiedad. *Centro de Investigación Periodística*, 25.
- Montero, R. (2013). Variables no estacionarias y cointegración. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. España: Universidad de Granada*.
- Olaberria, F. (2014). *Capital inflows and booms in asset prices: evidence from a panel of countries*. Banco Central de Chile.
- Phillips, P. C. B., Wu, Y., y Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values? *International Economic Review*, 52(1), 201–226. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2010.00625.x>
- Quintana Caris, M. (2014). *Fragilidad financiera, burbujas en precios y crisis: teoría y evidencia empírica* (Inf. Téc.). Universidad de Chile. Descargado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/117624>
- Rubilar Pérez, V., y Correa Miranda, J. (2015). Especulación inmobiliaria: ¿mito o realidad? Descargado de <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/137606>
- Sagner, T. (2011). Determinantes del precio de viviendas en la región metropolitana de Chile. *El Trimestre Económico*, 78(312), 813–839.
- Silva, C. G., y Vio, C. (2015). Los precios de vivienda y factores macroeconómicos: el caso de Chile. *Economía Chilena*, 18(1), 4–24.
- Stiglitz, J. E. (1990). Symposium on bubbles. *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 13–18.
- Tsen, W. H. (2010). Exports, domestic demand, and economic growth in China: Granger causality analysis. *Review of Development Economics*, 14(3), 625–639. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2010.00578.x>
- Villa Bedoya, P. (2015). *Burbujas especulativas en los precios de la vivienda en Colombia* (Tesis de Master no publicada). Universidad EAFIT.
- Zivot, E., y Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25–44. doi: <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>