



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN

Burbuja inmobiliaria en Santiago

Seminario para optar al título Profesional de
Ingeniero Comercial, Mención Economía

Participante:
Rodrigo Cruz Doggenweiler

Profesor Guía: Claudio Bravo-Ortega

Santiago - Abril 2014

Resumen

La presente investigación intenta identificar una burbuja especulativa en el mercado inmobiliario de Santiago. El descuido de este tipo de fenómenos especulativos, puede llevar a una crisis económica que, a través del contagio financiero, llegó a causar un desempleo de más del 20 % en España o una deuda soberana de más del 100 % en Irlanda.

Para poder identificar la existencia del mencionado fenómeno, se utilizan cuatro metodologías ya existentes en la literatura. La primera es un test de cointegración que cuya finalidad es identificar una relación de largo plazo entre el precio y sus fundamentales. En segundo lugar, se utilizará la metodología propuesta por Levin y Wright (1997), la cual crea una variable que muestre la rentabilidad que tiene una vivienda como proxy de variable especulativa. En tercer lugar, se utiliza el filtro de Kalman para extraer una serie inobservable que es interpretada como el factor especulativo de la serie de precios. Finalmente, utilizando datos de panel, se vuelve a aplicar la metodología de Levin y Wright (1997) en tres sectores de Santiago, de manera de obtener resultados más precisos sobre la serie especulativa creada.

En este trabajo no se 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.

La propiedad intelectual de este trabajo es de los profesores que guiaron el seminario y del participante.

<i>ÍNDICE</i>	3
---------------	---

Índice

1. Introducción	5
2. Literatura	8
3. Latinoamérica, Estados Unidos y España	11
3.1. Latinoamérica.	12
3.2. Estados Unidos	13
3.3. España	14
4. Datos	15
5. Metodología	17
5.1. Estimación de los fundamentales	18
5.2. Test de Cointegración	18
5.3. Levin y Wright (1997)	19
5.4. Filtro de Kalman	21
5.5. Panel de datos	29
6. Resultados	30
6.1. Fundamentales	30
6.2. Test de cointegración	32
6.3. Levin y Wright	33
6.4. Filtro de Kalman	36
6.5. Panel de datos	39

<i>ÍNDICE</i>	4
7. Discusión y Conclusiones	41
A. Resultados serie promedios	47
A.1. Fundamentales	47
A.2. Levin y Wright	48
A.3. Panel de datos	49

1. Introducción

En los últimos años hemos presenciado varias burbujas especulativas de precios en distintos sectores, partiendo por la llamada *dot-com* a principios de la década pasada que afectó a las empresas relacionadas con internet, donde pudimos ver un aumento del NASDAQ de un 100 % en un año. Luego estuvimos frente a la crisis *sub-prime* que se contagió a todo el mundo desde los Estados Unidos. Esta crisis económica nos mostró la existencia de distintas burbujas inmobiliarias en distintos países que no habían sido identificadas, como España y el mismo Estados Unidos. Tanto académicos como hacedores de política han prestado especial atención a los eventos ocurridos con las burbujas y a la detección de éstas, así ha nacido una nueva literatura alrededor de esta problemática.

Hemos de tener en cuenta los alcances y efectos que puede tener una burbuja puesto que implican una amenaza para el sistema financiero y la estabilidad macroeconómica. Debido mala asignación de los recursos en la economía por motivos especulativos, recursos terminan en bienes que no reflejan su valor real o, en otras palabras, que los bienes no reflejan su “escasez relativa real”. Es por esto que la detección de burbujas es tan importante, mediante una temprana identificación podríamos suavizar e incluso evitar los efectos negativos de un posible reventón, el cual ocurre ante una detención del crecimiento del precio y la consecuente y abrupta caída hasta ajustarse a su valor real. Si no podemos impedir el reventón de la burbuja, las consecuencias son altas, como lo vimos en España con un desempleo por sobre el 20 % en 2010 o en Irlanda que llegó a tener una deuda fiscal de sobre el 100 % del PIB en 2011, además de contracciones del PIB de más del 5 % en Alemania y el Reino Unido ante las crisis creadas por la abrupta caída y ajuste de precios.

Existen diversas formas de definir una burbuja, nosotros la entenderemos como la

revalorización continua del bien en la que el precio se despega de los fundamentales que lo justifican. En Taipalus (2012) se describen dos tipos de burbujas. Así comienza definiendo una burbuja especulativa, la cual se genera cuando un bien es comprado en base a la creencia de que el precio de éste subirá en el futuro. El problema es que esta creencia no se basa en cambios de los fundamentales del precio, es decir aquellos factores que lo determinan, sino más bien a un proceso especulativo de los inversionistas quienes compran el bien hoy creyendo que el precio subirá en el futuro. Bajo este concepto podemos citar a Stiglitz (1990), quien afirma que si el precio de hoy es alto es sólo debido a que los inversionistas creen que el precio de venta será alto mañana, entonces existe una burbuja. Esto ocurre siempre y cuando los fundamentales no justifiquen esta alza. El proceso de desarrollo de la burbuja mencionado se detendrá cuando la demanda de los inversionistas pare de crecer, por ejemplo, debido a limitaciones de recursos. Esta detención en la demanda llevará a que la burbuja especulativa reviente.

El segundo tipo de burbuja es la llamada racional, la cual no difiere mucho de la anterior. Ambas se producen debido a la especulación del precio futuro, es decir a la creencia de que el precio de mañana será mayor. La diferencia radica en que en la del tipo racional, los inversionistas conocen la existencia de una probabilidad de que la burbuja pueda reventar. En otras palabras, los inversionistas saben que, a medida que el precio se aleja de sus fundamentales, aumenta la probabilidad de que la burbuja reviente, es decir apuestan a que alcanzarán a vender el activo antes de que vuelva a su valor real.

Dado todo lo anterior, podemos expresar la función generadora de precios como:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^j \left(\frac{1}{1+r} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+r} \right)^j P_{t+j} \right]$$

Siendo P_t el precio del bien, D_t los dividendos que paga el bien y r la tasa de interés. Así, podemos entender el proceso generador del precio de un bien como el valor presente de los dividendos futuros más la esperanza del precio futuro, que es la representación del punto de vista financiero. Visto de una manera más general, podemos reescribir la ecuación anterior como

$$P_t = P_t^f + B_t$$

Donde P_t^f y B_t son el precio de los fundamentales y la burbuja respectivamente. Si se considera que el precio futuro será cero, es decir que los dividendos o los fundamentales explican de buena manera el precio, no existirá burbuja

En Chile existe poca investigación respecto a las burbujas inmobiliarias, esto a pesar de que en los últimos años ha existido una fuerte sensación de que el aumento en el precio ha sido explosivo. El Banco Central en sus dos últimos Informes de Estabilidad Financiera (IEF) ha mencionado que se debe prestar especial atención al movimiento de los precios del sector inmobiliario. Para el informe del segundo semestre de 2012, hace explícito que debe ser monitoreado el sector inmobiliario, ya que existen comunas que presentan tasas de crecimiento en los precios superiores a las históricas. Luego, en el informe del primer semestre de 2013, la entidad menciona que se observan moderaciones en las tendencias que mostraron en el IEF anterior, pero que “las ventas de viviendas se mantienen en niveles relativamente altos y los índices agregados de precios de viviendas mantienen su ritmo de expansión”. Es decir, el Banco Central ya ha mencionado que se debe estar monitoreando el movimiento de los precios en el sector inmobiliario.

Por este motivo es que en el presente trabajo se intentará diagnosticar si existe una burbuja inmobiliaria en Santiago mediante cuatro metodologías: test de cointegra-

ción, el método de Levin y Wright, el Filtro de Kalman y con la utilización de un panel de datos.

2. Literatura

Ahora que tenemos definido el concepto, es necesario hacer una revisión de la bibliografía existente sobre la detección de burbujas. Este paso por los distintos métodos intenta dar luces sobre los pro y los contra de cada uno, además de ayudar a entender la evolución de las metodologías.

El primer intento por detectar este fenómeno empíricamente fue en 1981 con dos trabajos, uno de Shiller (1981) y otro de LeRoy y Porter (1981). La metodología utilizada en ambos trabajos es la llamada test de límites de varianza, el cual consiste en asignar, como su nombre lo dice, límites a la varianza de los precios del activo. Se asume que el precio del bien es el valor presente de los dividendos. De esta manera, cuando el límite impuesto es violado, se puede tomar como la presencia de una burbuja en el precio o, en otras palabras, que el precio no viene definido como la suma de los dividendos. El problema con este tipo de metodologías es que, como menciona Gurkaynak (2005), la violación de la varianza se puede deber a múltiples factores y no únicamente a la presencia de burbujas.

Podemos decir que un problema con el test de varianzas para detectar burbujas, es que no incluye directamente la posibilidad de existencia de burbujas. En este sentido, el rechazo o la violación de los límites de la varianza se *interpreta* como la posible existencia de una burbuja. Debido a esto West (1987), mediante su metodología en dos etapas, es un avance en tanto incorpora en su hipótesis alternativa la existencia de una burbuja. En la primera etapa, mediante la ecuación de Euler se puede estimar la tasa de descuento y, en la segunda etapa, si podemos modelar los dividendos

como un proceso autoregresivo se podrá encontrar una relación entre los dividendos y el fundamental del precio. A pesar de este nuevo avance en el testeo de burbujas, el modelo no está exento de problemas. El mismo autor dice que el rechazo de la hipótesis nula se puede deber tanto a la presencia de una burbuja como a una falla o mala especificación del modelo estimado. En esta misma línea, Flood, Hodrick, y Kaplan (1986) mencionan que, bajo los supuestos utilizados en la estimación, la tasa de descuento encontrada a través de la ecuación de Euler no es una buena aproximación a la realidad y que, por lo tanto, es un mal modelo predictor. Además de lo anterior y al igual que West (1987), los autores muestran que aunque el modelo esté bien especificado, el rechazo de la hipótesis se puede deber no sólo a la presencia de burbujas, sino que también a otros factores.

Al igual que en la metodología anterior, Diba y Grossman (1987) utilizan el valor presente de los dividendos como fundamental del activo, la diferencia es que esta vez se busca la cointegración entre la serie de precios y del valor presente. Lo que hay detrás de esta metodología es que, en ausencia de burbujas, si los dividendos son estacionarios, el precio también lo debe ser por lo que podríamos encontrar un vector de cointegración. Visto de otra forma, si el precio es estacionario al diferenciarlo tantas veces como fue necesario diferenciar el dividendo para hacerlo estacionario, quiere decir que no existe burbuja. En su investigación, los autores concluyen que una burbuja sólo se puede crear en el primer día que el activo que la contiene se comercializa, es decir, una burbuja no puede reventar y volver a empezar. En la actualidad hay consenso de que esto no ocurre así, se entiende que los activos no necesariamente nacen con una burbuja, sino que ésta puede comenzar en cualquier momento y no sólo en su primera comercialización.

Los test basados en la cointegración, tienen dos problemas principales. El primero

es la dificultad econométrica existente al testear el nivel de integración o la estacionariedad de las series y, en segundo lugar, la dificultad de testear la relación de cointegración de las series. Evans (1991) hace una fuerte crítica a las metodologías empleadas por Diba y Grossman (1987). Primero señala que, aunque las burbujas no puedan reventar y volver a empezar, existe la posibilidad de que puedan bajar a un nivel positivo cercano a cero para luego volver a crecer. Evans mediante experimentaciones con Monte Carlo, muestra que si existe una probabilidad de que la burbuja colapse, el poder de diagnóstico de la metodología de Diba y Grossman cae considerablemente. Si la probabilidad de que exista una burbuja es menor a 0.75, el test casi nunca logra identificarlas.

Como habíamos mencionado, los test de raíz unitaria tienen el problema de detección de este tipo de fenómenos porque, si las burbujas ya reventaron, la serie se comportará más como un proceso estacionario que como uno explosivo. Esto hace que los estudios de Diba y Grossman (1987) tengan problemas, ya que, como concluye Evans, el rechazo de la hipótesis de la no existencia de burbujas, no es concluyente en que efectivamente no exista.

Luego de la crítica de Evans (1991), la literatura en el testeo de burbujas dió un vuelco. En la década de 1990 se publicaron varias investigaciones que tomaban dos posibles estados, por ejemplo uno con un componente especulativo y otro sin, y que de uno se podía pasar a otro. De esta manera se permite la aparición y reventón de burbujas periódicamente.

Wu (1997) publica un trabajo tratando de estimar la burbuja como un componente inobservable. Mediante el Filtro de Kalman se definen ecuaciones estado, nuevamente utilizando el dividendo como fundamental. Esta metodología, a diferencia de las anteriores que sólo detectan si existe una burbuja en un momento dado, permite

darle una estructura, es decir, crea una serie de tiempo que representa lo que sería el componente especulativo a través del tiempo.

En la década del 2000, se utilizan principalmente las metodologías expuestas anteriormente con mejoras o distintos enfoques. Las principalmente utilizadas, son las que utilizan un modelo de *Markov Switching* estimado con el Filtro de Kalman, por ejemplo Al-Anaswah y Wilfling (2009).

Finalmente, en estos últimos años, dos nuevos métodos de estimación fueron publicados. Phillips, Wu y Yu (desde ahora PWY, 2009) se basan en la utilización del test Dikey-Fuller Aumentado (ADF) pero testeando la cola derecha, es decir, en su hipótesis se prueba si la serie tiene un comportamiento explosivo o de raíz unitaria. Los autores toman un punto de partida dentro de la serie y recursivamente, avanzando por la muestra, testean mediante el ADF para comportamiento explosivo.

La segunda metodología nace de una crítica al PWY, ya que este falla al detectar burbujas que revientan y nacen periódicamente. Phillips, Shi y Yu (desde ahora PSY, 2011), hacen algo similar a PWY utilizando el ADF recursivo para testear raíz unitaria, sólo que esta vez fijan una ventana, es decir, un punto inicial y uno final. De esta manera, la recursividad viene dada por el avance de los puntos inicial y final, manteniendo la cantidad de datos en cada aplicación del test ADF. Con la mencionada metodología se corrige el problema de detección que tenía el test PWY.

3. Latinoamérica, Estados Unidos y España

En esta sección expondremos casos de estudios de burbujas en distintos países con el fin de mostrar lo ocurrido en aquellos lugares. El propósito de esta sección es ayudar a entender en qué países y lugares se pudo prever la burbuja y los distintos errores en los que se puede haber caído.

3.1. Latinoamérica.

Cubeddu et al (2012) muestran que en el último tiempo ha existido un fuerte desarrollo del crédito hipotecario en Latinoamérica. Los autores, utilizando el test de cointegración y un modelo de corrección de errores, no encuentran evidencia de burbuja tanto para Chile como para Perú, Colombia y Mexico. A pesar de que en ese momento no hayan encontrado amenazas que puedan repercutir en el corto plazo, recomiendan prestar atención a la evolución de los mercados.

Por otra parte Cediél y Velásquez (2013), utilizando la metodología PWY explicada en la sección 2, encuentran en distintos sectores de Bogotá en Colombia evidencia de un crecimiento explosivo. Debido a que este crecimiento no signifique necesariamente que es guiado por una burbuja, Cediél y Velásquez (2013) testean la existencia de una burbuja mediante un vector de corrección de errores de manera de poder ver si existe una tendencia en el largo plazo. Los autores encuentran evidencia de la existencia de un desalineamiento de los precios en el sector de viviendas de estrato alto, lo que apoyaría la tesis de Cediél y Velásquez (2013). Estos resultados se contraponen con el análisis de Cubeddu et al (2012).

En Ecuador, Macías y Villar (2011) mediante análisis de ratios precio/renta y precio/ingreso, y buscando los determinantes del precio de las viviendas no encuentran evidencia suficiente que indique la existencia de una burbuja en este mercado. Se debe destacar que estas metodologías no son concluyentes ya que carecen de un test propiamente tal. La creación de un modelo explicado por posibles determinantes tiene el problema de especificación, es decir, puede que estemos dejando fuera variables relevantes a la hora de determinar el precio y, consecuentemente, tener una estimación sesgada.

3.2. Estados Unidos

Utilizando la metodología de cointegración y un panel de datos con el test CADF (*cross - sectional Augmented Dickey - Fuller*), Mikhed y Zemčík (2009), encuentran que existió una construcción de una burbuja en el país previo a 2006, año en que alcanza su máximo. Por su parte, Clark y Coggin (2011), al igual que en el caso anterior, utilizando un panel de datos y el test de cointegración, encuentran que en ninguno de los modelos que se plantean se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Es decir, no encuentran evidencia de que los fundamentales y las series de precio cointegren, lo que significa que esta discrepancia se puede deber a la presencia de una burbuja.

Antes de que reventara la burbuja inmobiliaria en Estados Unidos, Hwang y Smith (2006) dicen que no existe burbuja. Mediante análisis de los fundamentales y simulaciones de Montecarlo, intentan determinar la tasa interna de retorno llegando a la conclusión que en la mayoría de las ciudades estudiadas es más conveniente comprar una casa que arrendarla. Además de lo anterior, encuentran que el precio observado de las viviendas es inferior al precio explicado por los fundamentales y, por lo tanto, que el rápido crecimiento en el precio observado se debe a dos componentes. Por una parte que los fundamentales muestran un rápido crecimiento y, por otra parte, el ajuste del precio observado. Se hace mención a este estudio para mostrar que una mala especificación del modelo puede llevar a resultados errados aunque parezcan bien fundados.

A un resultado similar al recién expuesto llegan Himmelberg, Mayer y Sinai (2005). Los autores encuentran que, si bien el costo de tener una casa relativo al costo de arrendarla aumentó entre 1995 y 2005, este crecimiento no era lo suficiente como para hacerlo parecer sobrevaluado. Los autores construyen un índice de renta imputada

de los hogares y luego crean distintos ratios entre esta última y la renta actual y los ingresos. Junto con lo anterior, utilizan el ratio precio - ingreso para ver si se alejan de los promedio históricos. Con todo esto, encuentran que no existe evidencia de que las casas en distintas ciudades del país se hayan encontrado lo suficientemente alejada de la media histórica como para pensar en una burbuja.

3.3. España

Para el caso español, Bellod (2011) utilizando la metodología Levin - Wright y el Filtro de Kalman, crea una variable especulativa con un coeficiente variante en el tiempo. La metodología utiliza como variable dependiente la tasa de crecimiento interanual de viviendas nuevas, es decir se intenta identificar el cómo afecta la especulación a la El autor encuentra que el coeficiente entre 1995 y 2002 es constante y cercano a cero pero, a partir de 2003 muestra una alza constante hasta finales de 2007, cuando el crecimiento se dispara¹. El resultado anterior muestra que el componente especulativo toma cada vez más fuerza en la tasa de crecimiento de viviendas nuevas, lo que podría significar que la decisión de construir una nueva vivienda cada vez está más influenciada por la especulación.

Antes de que reventase la burbuja española, Fernández-Kranz y Hon (2006) estiman la elasticidad ingreso de la demanda de casas. Los autores encuentran que existe una sobrevaluación del precio de las casas que es inversamente proporcional a la elasticidad estimada. El sobreprecio encontrado varía entre un 24 % y 34 % dependiendo de la elasticidad, la cual está entre 0.7 y 1.69.

¹sólo se tienen datos hasta 2009

4. Datos

Para probar la existencia de una burbuja en el sector inmobiliario chileno², se utilizará el Índice Real de Precios de Vivienda (desde ahora IRPV) que es un índice de precios hedónicos creado por Idrovo y Lennon (2011) en la Cámara Chilena de la Construcción (CChC). El índice cubre la zona del Gran Santiago en un agregado y dividido en tres sub zonas³: nor-oriente, nor-poniente y sur desde el año 2004 hasta 2013 con una frecuencia mensual⁴. El problema con este índice, como hace notar Desormeaux (2011), al ser una serie creada mediante la metodología de precios hedónicos, donde se hacen distintas estimaciones para cada período de tiempo⁵, puede que los residuos no sean estacionarios. Por otra parte, podríamos pensar que existen problemas de omisión de variables relevantes en la ecuación estimada.

Las variables utilizadas como fundamentales son la serie de arriendo creada por el Instituto Nacional de Estadística, el IPSA que es un índice bursátil de Chile creado por la Bolsa de Comercio de Santiago; el IMACEC creado por el Banco Central, el precio del cobre, la tasa de interés de los créditos hipotecarios, la población y la entrada de capitales al país.

En la Figura 1, se muestra la serie de datos del IRPV primero en el agregado para el gran Santiago y luego separado en tres zonas, nor oriente, nor poniente y sur. Si nos detenemos un momento en el segundo gráfico, se puede observar que el crecimiento del sector sur es relativamente constante, mientras que al pasar al sector nor oriente, los precios entre 2008 y 2009 comienzan a tener un crecimiento considerablemente

²En la sección A, al final del trabajo, se presentan resultados con otra serie de datos.

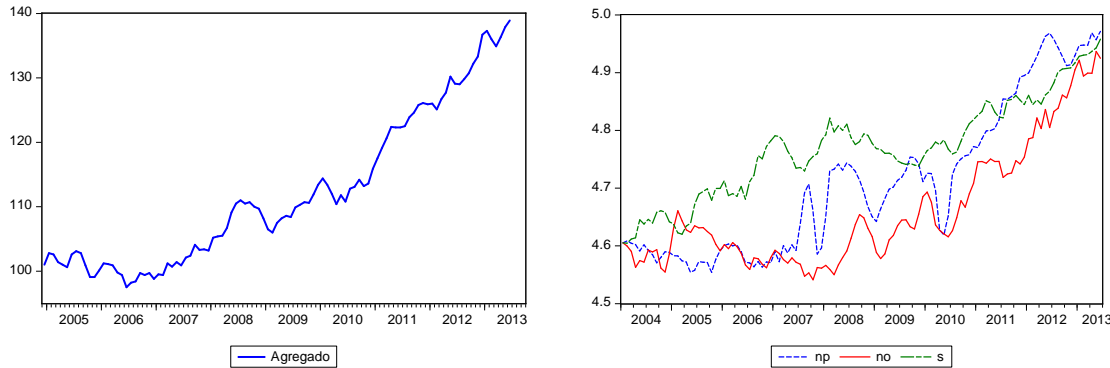
³Existe también una cuarta sub zona que corresponde a la comuna de Santiago. Ésta se encuentra incluida en la serie agregada pero no se utiliza en las sub-zonas debido a que sólo existen departamentos y no casas, lo que puede interferir con las comparaciones con el resto de las sub zonas.

⁴En total son 114 datos, ya que para 2013 se utilizaron datos hasta junio

⁵Esta es la forma en que lo hacen Idrovo y Lennon (2011)

mayor que los de años anteriores. Esto último también se puede observar para el caso del sector nor poniente y, en menor medida, para la serie agregada.

Figura 1: Serie IRPV agregada y por sector



En el cuadro 1 se puede observar lo que anteriormente se mencionaba. Si bien el crecimiento de todas las series para el período completo es similar, al dividir el período en dos partes, veremos que hay una clara diferencia. Para el período comprendido entre 2004 y 2008, todas las series excepto correspondiente a la zona sur, tienen un crecimiento inferior al 10 % incluso llegando a ser sólo un poco superior al 1 % para el caso del sector nor oriente, mientras que para la del sector sur, el crecimiento fue de un 18.8 %. Por otra parte, para el período 2009 - 2013, el resultado es completamente distinto. Los sectores nor oriente y nor poniente crecen casi un 40 %, mientras que el sector sur prácticamente se mantiene en el crecimiento anterior, llegando al 20.8 %. Todo lo mencionado se condice también con las varianzas, en que el sector sur es considerablemente menos volátil que el resto de las series.

Para complementar lo que ya se ha dicho, es interesante revisar las tasas de crecimiento anuales de las series, las que se muestran en el cuadro 2. Nuevamente se pueden ver claras diferencias y llegar a las mismas conclusiones. El sector sur tiene una tasa de crecimiento anual relativamente estable entre los dos períodos, contrario

Cuadro 1: Crecimiento promedio por período IRPV

	Total	2004 - 2008	2009 - 2013	Varianza
Agregado	38.1 %	7.6 %	30.4 %	138.6
Nor oriente	37.7 %	1.1 %	39.9 %	141.48
Nor poniente	44.2 %	4.6 %	38.9 %	240.7
Sur	42.2 %	18.8 %	20.8 %	95.5

a lo que ocurre para las otras series en las que se ve un claro cambio en las tasas de crecimiento entre períodos. Este cambio se nota sobre todo en la serie del sector nor oriente, la que pasa de tener un promedio de crecimiento del 0.4 % para el primer período, a un crecimiento promedio del 7.1 % en el segundo período

Cuadro 2: Tasa de crecimiento anual IRPV

	Promedio total	Promedio anual 2004 - 2008	Promedio anual 2009 - 2013
Agregado	3.9 %	2.2 %	5.3 %
Nor oriente	4 %	0.4 %	7.1 %
Nor poniente	4.8 %	3.2 %	6.2 %
Sur	3.7 %	4.5 %	3.1 %

5. Metodología

La detección de una burbuja, al ser un componente especulativo, es muy difícil de testear en los datos debido a que es un factor no observable. Es por esta razón que creemos que sólo con un método no es posible determinarla. Debido a lo anterior, se

realizarán distintas pruebas para testear la existencia de una burbuja para obtener una mayor cantidad de fuentes.

En esta sección, se describirán los distintos métodos que se utilizarán para la estimación.

5.1. Estimación de los fundamentales

Primero se determinarán los posibles fundamentales del precio de las casas estimando distintos modelos explicativos. Nos basaremos principalmente en dos trabajos chilenos que intentan identificarlos, Desormeaux (2011) e Idrovo y Lennon (2013).

Las variables utilizadas en la regresión son el índice de arriendo obtenido del Instituto Nacional de Estadística (INE), población, el IPSA, la tasa de interés de los créditos hipotecarios, el índice de los costos de la construcción creado por la Cámara chilena de la construcción, el IMACEC, el precio del cobre y la entrada de capitales. Todas estas variables en frecuencia mensual.

La ecuación a estimar será

$$p_t = \alpha + \delta t + \beta_1 \ln(arr_t) + \beta_2 \ln(IPSA_t) + \beta_3 \ln(IMACEC_t) + \beta_4 \ln(cobre_t) + \beta_5 r_t + \beta_6 pob + \beta_7 K \quad (1)$$

5.2. Test de Cointegración

Esta metodología se basa, como fue mencionado en la sección 2, en el supuesto de que si el precio es integrado, sus fundamentales también lo serán, luego, podremos encontrar un vector de cointegración entre las series. Todo esto ocurrirá si no existen burbujas, ya que, ante la presencia de una, esta relación se quebraría.

El primer paso corresponde aquellos obtener los fundamentales encontrados en la

sección anterior que resulten integrados del mismo orden que la serie de precios para luego determinar si existe o no un vector de cointegración. Es decir, debemos hacer un test de raíz unitaria sobre cada fundamental.

Es necesario volver a mencionar las críticas a esta metodología que fueron abordadas anteriormente. Primero, es difícil testear el nivel de integración de las series, ya que los test de raíz unitarias pierden poder predictivo ante series con burbujas o muy erráticas. Segundo y muy relacionado con lo anterior, es que resulta complejo testear una cointegración buscando burbujas. Evans (1991) hace una dura crítica a esta metodología como ya fué mencionado en la sección 2.

En resumen, si encontramos un vector de cointegración entre las series, quiere decir que no podemos afirmar que existe una burbuja. En este trabajo lo que se espera encontrar es que las series no tengan vectores de cointegración.

5.3. Levin y Wright (1997)

Esta metodología, utilizada por Idrovo y Lennon (2013), intenta identificar un componente especulativo dentro de la serie de precios. Para esto se crean variables cuantitativas que puedan representar la especulación basándose en el crecimiento persistente de los precios. Luego de definir las ya mencionadas variables, éstas se incluyen en la regresión como determinantes del precio.

El razonamiento de esta metodología es que, dentro de la creación de expectativas de precios futuros de los individuos, existe una parte que es adaptativa. En otras palabras, los individuos observan el comportamiento pasado de los precios para generar lo que creen que será el precio futuro.

Podemos expresar el precio de la vivienda, P_t , como la suma entre los fundamentales

encontrados en 5.1, P_t^f , y el componente especulativo G_t .

$$P_t = P_t^f + G_t$$

Definiremos G_t , al igual que Idrovo y Lennon (2013), como el valor presente de las expectativas de ganancia de capital por especular en el mercado inmobiliario, esperando un aumento en el precio de las viviendas. De esta forma, nuestro modelo diferirá en los fundamentales encontrados y no en la especificación del componente especulativo.

Ahora presentaremos dos definiciones de G_t utilizadas por los autores basados en Levin y Wright (1997):

$$G_t = \begin{cases} G_{at} &= \frac{P_{t-12} - 1}{P_{t-21} (1+r_t)} \\ G_{mt} &= \frac{P_{t-1} - 1}{P_{t-13} (1+r_t)} \end{cases} \quad (2)$$

donde G_{at} es la expectativa creada en base al cambio anual del precio observado un año atrás, G_{mt} es la expectativa basada en el cambio anual del precio observado un mes atrás y r_t es la tasa de interés del período.

Luego, el parámetro que acompaña a la variable especulativa en la regresión, determinará su efecto y significancia en el precio. Es decir, si el resultado de la regresión arroja que el componente especulativo creado es significativo y con una alta incidencia, implica que puede existir una burbuja. Por lo anterior, lo que esperamos encontrar es que las series especulativas sean significativas y de coeficiente positivo.

Es necesario mencionar que en esta metodología se utiliza como supuesto que los agentes inversores tienen expectativas adaptativas, por lo que creen que la rentabilidad que se ha tenido en el pasado, se mantendrá en el presente. Este supuesto asume que los individuos no incorporan la información actual de la economía y que, por lo

tanto, no pueden prever un cambio futuro que afecte las rentabilidades esperadas. Es necesario tener en cuenta esta debilidad en la metodología al momento de interpretar los resultados que se expongan.

5.4. Filtro de Kalman

En esta sección, se utiliza el Filtro de Kalman para detectar la presencia de burbujas. Esta metodología se basa en identificar un componente no observable que, en nuestro caso, hará referencia a la burbuja testeada. Debemos mencionar que cada modelo, que será definido en la sección 5.4.1, será estimado varias veces, por diferencias mensuales, trimestrales y anuales. Los datos a utilizar son la serie IRPV y los arriendos.

En lo que viene de esta sección, primero se explicará el trabajo en el que se basa la metodología que se utilizará. Luego, en la parte 5.4.2, se explicará el algoritmo del Filtro de Kalman y su extracción de señales. Finalmente, en la parte 5.4.3, se explica la forma de estimar los parámetros del modelo.

5.4.1. Wu(1997)

Primero, el trabajo hecho por Wu (1997) utiliza los dividendos de acciones como lo que define el precio del activo. En nuestro caso, los dividendos serán representados por el arriendo, y el precio del activo, será el precio del bien raíz, tal como lo hacen Qin y Xiao (2005).

Para empezar, debemos definir el modelo a estimar⁶. Primero supondremos que el precio de las casas en el periodo t , P_t , está definido por:

$$P_t = \frac{E_t [P_{t+1} + D_t]}{1 + R_t} \quad (3)$$

⁶Esta parte está basada principalmente en los trabajos de Campbell y Shiller (1988) y Qin y Xiao (2005)

Con D_t y R_t , el arriendo y la tasa de descuento real en el periodo t .

Si definimos:

$$r_t \equiv \log(1 + R_t) \quad (4)$$

entonces

$$r_t \equiv \log(E_t [P_{t+1} + D_t]) - \log(P_t) \quad (5)$$

Ahora, si suponemos un mundo estático, el crecimiento de los arriendos y del ratio de log arriendo-precio, son constantes entonces:

$$\log\left(\frac{D_t}{D_{t-1}}\right) = d_t - d_{t-1} = \Delta d_t = g \quad (6)$$

y

$$\log\left(\frac{D_{t-1}}{P_t}\right) = d_{t-1} - p_t = \delta \quad (7)$$

con p_t y d_t , el logaritmo del precio, $\log(P_t)$ y el logaritmo del arriendo, $\log(D_t)$, respectivamente.

De las ecuaciones anteriores, se puede obtener que el crecimiento de los precios es igual al de los arriendos y que el ratio entre el precio y la suma del precio con el arriendo, es constante. Esto es:

$$\log\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) = \log\left(\frac{D_t/\delta}{D_{t-1}/\delta}\right) = \log\left(\frac{D_t}{D_{t-1}}\right) = g \quad (8)$$

$$\frac{P_t}{P_t + D_{t-1}} = \frac{1}{1 + \frac{D_{t-1}}{P_t}} = \frac{1}{1 + \exp(\delta)} \equiv \rho \quad (9)$$

Como la ecuación 5 no es lineal, Campbell y Shiller (1988) muestran que podemos definir ξ_t tal que sea lineal y se pueda aproximar a 10, $r_t \simeq \xi_t$. Los autores llegan a

mostrar que:

$$\xi_t \equiv \kappa + \rho \log(P_{t+1}) + (1 - \rho) \log(D_t) - \log(P_t) \quad (10)$$

$$= \kappa + \rho p_{t+1} + (1 - \rho) d_t - p_t \quad (11)$$

$$= \kappa + (1 - \rho)(d_t - p_{t+1}) + (p_{t+1} - p_t) \quad (12)$$

Si seguimos bajo el supuesto de un mundo estático, llegaremos a que

$$\xi_t = \kappa + (1 - \rho)\delta + g = \xi$$

En Campbell y Shiller (1988), se define $\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho)\delta$, con lo cual se puede llegar a

$$\xi = -\log(\rho) + g = \log\left(\frac{E_t[P_{t+1} + D_t]}{P}\right) = r$$

Ahora, como muestran Qin y Tan (2005), tomando la ecuación (11) y resolviendo mediante iteraciones sucesivas,

$$\begin{aligned} p_t &= \kappa - \xi + \rho E_t[p_{t+1}] + (1 - \rho)d_t \\ &= \kappa - \xi + \rho \{ \kappa - \xi + \rho E_t[p_{t+2}] + (1 - \rho)E_t[d_{t+1}] \} + (1 - \rho)d_t \\ &= \dots \\ &= \frac{\kappa - \xi}{1 - \rho} + \rho^i E_t[p_{t+i}] + (1 - \rho) \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t[d_{t+j}] \end{aligned} \quad (13)$$

Si la condición de transversalidad, $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t[p_{t+i}] = 0$, se cumple, entonces tendremos la solución del fundamental de los precios de las casas:

$$p_t = p_t^f = \frac{\kappa - \xi}{1 - \rho} + (1 - \rho) \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t[d_{t+j}] \quad (14)$$

La ecuación anterior muestra el valor presente de los arriendos. En otras palabras, el precio de las casas viene dado por el valor presente de los flujos que otorgue el bien. Pero si la condición de transversalidad antes expuesta no se cumpliera, como pasaría si el precio del bien tuviese un componente especulativo, entonces el precio vendría dado por

$$p_t = p_t^f + b_t \quad (15)$$

Donde el componente de la burbuja podría definirse como

$$E_t [b_{t+i}] = \frac{1}{\rho^i} b_t \quad (16)$$

Ahora, si el logaritmo del precio de las casas y el logaritmo de los arriendos son procesos I(1), entonces se puede estimar el siguiente modelo

$$\Delta p_t^f = p_t^f - p_{t-1}^f = (1 - \rho) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \{E_t [d_{t+j}] - E_{t-1} [d_{t+j-1}]\}$$

Si suponemos que el crecimiento de los dividendos sigue un proceso AR(1), entonces

$$\Delta d_t = \phi \Delta d_{t-1} + \epsilon_t; \quad E[\epsilon_t] = 0 \quad Var[\epsilon_t] = \sigma_\epsilon^2$$

Con lo anterior, podemos escribir el precio de los fundamentales, p_t^f , como

$$\Delta p_t^f = \frac{1}{1 - \rho\phi} \Delta d_t - \frac{\rho\phi}{1 - \rho\phi} \Delta d_{t-1} \equiv \psi \Delta d_t + (1 - \psi) \Delta d_{t-1} \quad (17)$$

Finalmente de (11), podemos obtener

$$\Delta p_t = \Delta p_t^f + \Delta b_t \quad (18)$$

con

$$\Delta b_{t+1} = \frac{1}{\rho} \Delta b_t$$

Ahora, para poder usar el filtro de Kalman, es necesario expresar las ecuaciones anteriores en forma de espacio estado.

Sean z_t un vector de variables de estado que represente errores en la especificación o en las mediciones, x_t un vector de entrada (que para nuestro caso serán los arriendos) y y_t un vector de resultado (el cual hace referencia a la serie IRPV). El modelo de espacio estado consiste de dos ecuaciones:

- La ecuación de medida

$$y_t = H z_t + B x_t + \varepsilon_t; \quad E(\varepsilon_t) = 0, \quad Var(\varepsilon_t) = R \quad (19)$$

- La ecuación de transición

$$z_t = F z_{t-1} + A x_t + \eta_t; \quad E(\eta_t) = 0, \quad Var(\eta_t) = V \quad (20)$$

Donde las matrices H , F , B , A , la varianza de la ecuación de medida R y la varianza de la ecuación de transición V , son todas constantes en el tiempo.

Ahora definiremos los distintos modelos encontrados en la sección 3.1

$$y_t = \begin{pmatrix} \Delta p_t \\ \Delta d_t \end{pmatrix}, \quad z_t = \Delta b_t, \quad x_t = \begin{pmatrix} \Delta d_t \\ \Delta d_{t-1} \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \nu_t \\ \epsilon_t \end{pmatrix}, \quad \eta_t = \varsigma_t$$

$$H = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad F = \beta = \frac{1}{\rho}, \quad B = \begin{pmatrix} \psi & 1 - \psi \\ 0 & \phi \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Con b_t el residuo del precio que no es explicado por el flujo de los arriendos ni por el término de error. ζ_t es el ruido en el proceso de transición de la variable estado. Con lo anterior, la ecuación de medida es:

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t \\ \Delta d_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta b_t + \psi \Delta d_t + (1 - \psi) \Delta d_{t-1} + \nu_t \\ \phi \Delta d_{t-1} + \epsilon_t \end{pmatrix} \quad (21)$$

y la ecuación de transición:

$$\Delta b_{t+1} = \alpha + \beta \Delta b_t + \zeta_t \quad (22)$$

Se asume que ν_t , ϵ_t y ζ_t no están correlacionados, luego

$$R = \begin{pmatrix} \sigma_\nu^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\epsilon^2 \end{pmatrix} \quad V = \sigma_\zeta^2 \quad (23)$$

Esta metodología tiene la desventaja que asume que el precio de la vivienda se genera por el valor presente de los arriendos futuros esperados. Es de esperar que el precio de las viviendas no sólo se generen por el valor esperado de los arriendos, sino que existan otros componentes que influyan en la determinación del precio (como podrían ser las condiciones actuales de la economía), por lo que se puede caer en una mala especificación del modelo estimado.

5.4.2. Usando el Filtro de Kalman: extracción de señales

Mediante esta herramienta, lo que nos interesa obtener es una serie que para nosotros represente el componente de burbuja dentro del precio, la cual es inobservable.

Si tenemos la distribución condicional de la variable estado b_t dada la información en el tiempo s , podemos definir la media y la varianza de la distribución condicional como:

$$\varphi_{t|s} \equiv E_s(b_t) \quad (24)$$

$$\Omega_{t|s} \equiv E_s \left[(b_t - \varphi_{t|s}) (b_t - \varphi_{t|s})' \right] \quad (25)$$

Con lo que podemos ver que la esperanza muestra que las expectativas son tomadas usando la distribución condicional para ese período.

Ahora, si definimos $s = t - 1$ podemos obtener la media *un paso adelante*⁷ $\varphi_{t|t-1}$ y la varianza *un paso adelante* $\Omega_{t|t-1}$ de la variable de estado b_t .

Con lo anterior, supongamos que estimamos el valor inicial de la variable de estado b_0 , con un error de estimación H_0 . Para calcular el valor predicho de b_t y H_t , dada la información en $t - 1$, $\Xi_{t-1} = \{p_1, \dots, p_{t-1}, d_1, \dots, d_{t-1}\}$, se utilizan las ecuaciones de predicción recursivamente hacia adelante:

$$b_{t|t-1} = Fb_{t-1|t-1} + Ax_{t-1} \quad (26)$$

$$H_{t|t-1} = FH_{t-1|t-1}F' + V \quad (27)$$

Cuando el período t esté disponible, podemos actualizar nuestra estimación de la variable estado y su error de estimación usando las ecuaciones de filtro de la misma forma que las anteriores:

$$b_{t|t} = b_{t|t-1} + \kappa_t \varepsilon_{t|t-1} \quad (28)$$

$$H_{t|t} = H_{t|t-1} - \kappa_t G H_{t|t-1} \quad (29)$$

⁷En inglés *one-step ahead mean*

Donde

$$\kappa_t = H_{t|t-1} G' D_{t|t-1}^{-1} \quad (30)$$

$$D_{t|t-1} = (G H_{t|t-1} G' + R) \quad (31)$$

$$\varepsilon_{t|t-1} = p_t - G d_{t|t-1} - B d_t \quad (32)$$

Una vez que logramos obtener las secuencias $\{b_{t|t-1}\}_{t=1}^T$, $\{H_{t|t-1}\}_{t=1}^T$, $\{b_{t|t}\}_{t=1}^T$ y $\{H_{t|t}\}_{t=1}^T$, podemos obtener una mejor estimación de la variable de estado y sus errores de estimación utilizando el set de información completa $\Xi_{t-1} = \{p_1, \dots, p_T, d_1, \dots, d_T\}$, y las siguientes ecuaciones de suavización mediante recursividad hacia atrás:

$$b_{t|T} = b_{t|t} + J_t (b_{t+1|T} - b_{t+1|t}) \quad (33)$$

$$H_{t|T} = H_{t|t} + J_t (H_{t+1} - H_{t+1|t}) J_t' \quad (34)$$

Con

$$J_t = H_{t|t} F' H_{t+1|t}^{-1}$$

Así, los valores iniciales para suavizar son $b_{T|T}$ y $H_{T|T}$, son obtenidos a través del filtro.

5.4.3. Estimación de los parámetros

Para utilizar el filtro de Kalman, es necesario obtener los parámetros desconocidos, estimarlos y reemplazarlos en el sistema. Si se asume que los errores son Gaussianos, podemos estimar los parámetros resolviendo:

$$\log L(\theta) = -\frac{nT}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_t \log |D_{t|t-1}| - \frac{1}{2} \sum_t \varepsilon'_{t|t-1} D_{t|t-1}^{-1} \varepsilon_{t|t-1}$$

Donde θ representa los parámetros a estimar.

Lo que se busca es maximizar la ecuación anterior, llamada log-verosimilitud, para así obtener los parámetros.

5.5. Panel de datos

La serie de IRPV cuenta con tres subzonas en Santiago, nor-oriente, nor-poniente y sur. Aprovechando este desglose de las series, se creará un panel de datos con el motivo de tener nuevos resultados que ayuden a la investigación.

Primero, se intentarán identificar los posibles determinantes del precio de las casas al igual que se hizo en la sección 5.1. Luego de haber identificado las variables relevantes y estadísticamente significativas, mediante el método de Levin y Wright utilizado en la sección 5.3, se identificará un posible componente especulativo en los precios. El beneficio adicional que tendremos al repetir esta metodología es que, al tener datos desagregados, podremos tener una serie especulativa para cada una de las zonas.

La ecuación a estimar será

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_0 * t + X * \beta + \gamma_1 * arr + \gamma_2 * \delta_i * arr$$

con α_i el efecto fijo por sector i , t tendencia, X y β son vectores de variables y parámetros respectivamente definidos más adelante en la ecuación ((35)), γ_j los parámetros a estimar, arr el logaritmo del arriendo, δ_i variables *dummy* iguales a 1 si pertenecen al sector i y 0 en caso contrario. Éstas últimas, al multiplicarse con el arriendo, $\delta_i * arr$, se forman variables interactivas que muestran si existe un efecto adicional del arriendo sobre el precio dentro de los sectores.

En la ecuación:

$$\beta * X = \beta_0 + \beta_1 * pob + \beta_2 * k + \beta_3 * ipsa + \beta_4 * r + \beta_5 * imacec + \beta_7 * ctos + \beta_8 * cobre \quad (35)$$

se definen el resto de los regresores, con *pob* la población nacional, *k* la entrada de capitales en logaritmo, *ipsa* es el logaritmo del indicador bursátil, *imacec* el logaritmo del índice mensual de actividad económica construido por el Banco Central, *ctos* es el costo de construcción en logaritmo, el cual es un índice construido por la Cámara Chilena de la Construcción. Finalmente, *cobre*, representa el logaritmo del precio del cobre.

Luego de obtener los fundamentales de cada serie, al igual que en la sección 5.3, se utilizarán los que sean estadísticamente significativos y se hará una regresión junto con el componente especulativo (mensual, trimestral y anual).

Esta metodología tiene los mismos problemas de los supuestos presentados en la sección 5.3, por lo que es necesario tenerlos en cuenta al momento de interpretar los resultados.

6. Resultados

6.1. Fundamentales

Los resultados de la regresión de la ecuación 1 para la serie de precios IRPV, son mostrados en el cuadro 3 donde los coeficientes de las variables de flujo de capitales e IMACEC, tienen una significancia menor al 10%. En el cuadro se muestra que la tasa de interés r_t , afecta negativamente a los precios (-0.015); el logaritmo del arriendo afecta positivamente (0.322), al igual que el costo de edificación (0.385). Todo

esto responde a lo esperado y en línea con la intuición. Por otra parte, la población muestra un coeficiente negativo, esto se puede deber a que estamos controlando por una tendencia determinística, lo que podría estar capturando parte del efecto del aumento de precios por crecimiento de la demanda. Debido a lo anterior, podríamos decir que lo que no es capturado por la tendencia determinística es la caída en el precio por el aumento de la construcción de viviendas derivado del crecimiento de la población. Es necesario mencionar que el coeficiente es muy pequeño por lo que se puede asumir que este efecto es a la vez, muy pequeño.

El IPSA muestra un coeficiente positivo, contrario a lo obtenido por Desormeaux (2011). Esto se puede deber a que, como muestran Idrovo y Lennon (2013), al extraer el ciclo del IPSA (mediante el filtro Hodrick-Prescott), éste se relaciona positivamente con el ciclo de la economía. Ahora, si pasamos a analizar el coeficiente del logaritmo del precio del cobre, éste es negativo (-0.055), lo que se puede deber a que los inversionistas podrían considerar el commodity como un sustituto de las viviendas en tanto inversión o un activo seguro donde guardar el dinero.

Cuadro 3: Fundamentales IRPV

	Coef		Coef
r_t	-0.015 (0.005)***	$\ln(\text{cobre}_t)$	-0.055 (0.011)***
Pob_t	-7.94E-06 (1.25E-06)***	$\ln(arr_t)$	0.322 (0.143)**
K_t	1.68E-06 (1.42E-06)	$\ln(\text{Costos})$	0.385 (0.135)***
$IPSA_t$	1.20E-05 (7.01E-06)*	C	127.49 (19.429)***
$IMACEC_t$	0.0011 (0.0017)	Trend	0.106 (0.016)***

Cuadro 4: Test de raíz unitaria
abc

	r_t	pob_t	K_t	$\ln(IPSA_t)$	$IMACEC_t$	$\ln(cobre_t)$	$\ln(arr_t)$	$\ln(costos_t)$
Coef	-3.346*	-3.025	-9.260***	-1.296	-2.417	-2.602	-1.741	-2.099

^aLa hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria

^bEl test fue hecho tomando en cuenta constante y tendencia

^cLos coeficientes presentados son el valor del estadístico t

6.2. Test de cointegración

Como fue mencionado en secciones anteriores, es necesario hacer un test de raíz unitaria sobre los determinantes encontrados para poder buscar el vector de cointegración entre las series utilizando como variable dependiente la serie de IRPV agregado. Se utilizarán sólo los estadísticamente significativos. Como podemos ver en el cuadro 4, la entrada de capitales, K_t , y la tasa de interés, r_t , no tienen raíz unitaria. Este resultado es consistente con lo obtenido por Desormeaux (2011), pero no por Idrovo y Lennon (2013), ya que estos encuentran que el IMACEC no tiene raíz unitaria, mientras que la tasa de interés sí tiene.

Es de esperar que, ante presencia de burbuja, no existan vectores de cointegración. En el cuadro 5 se muestran los resultados para el test de cointegración. Aquí podemos ver que se encontró la existencia de 2 vectores de cointegración. Esto dice que en nuestro análisis se halló una relación de cointegración más que la obtenida por Idrovo y Lennon (2013), lo que indica ausencia de burbuja.

Cuadro 5: Test de cointegración

Nº de ecuaciones	Estadístico de la traza
Ninguna	180.47***
A lo más 1	123.26**
A lo más 2	87.06*
A lo más 3	59.34

6.3. Levin y Wright

Los resultados obtenidos de la metodología presentada en la sección 5.3 se muestran en el cuadro 6. Si existe burbuja, se debiese ver que las series especulativas son significativas. Como se puede observar en los resultados del IRPV en el cuadro 6 para el caso del modelo P_{at} , el cual incluye la variable especulativa anual (G_{at}) además del resto de las variables explicativas que resultaron ser significativas en la sección 6.1, el coeficiente de la variable tasa de interes, r_t , pierde significancia estadística. Por otra parte, la variable especulativa no resulta ser significativa y es negativa. El resultado anterior es igual que el presentado por Idrovo y Lennon (2013), el coeficiente de la variable especulativa es negativo y no significativo.

Si pasamos al segundo modelo, P_{mt} , que contiene la variable especulativa mensual (G_{mt}) junto con los otros fundamentales encontrados, el coeficiente del cobre y el de los costos de construcción pierden significancia, mientras que el coeficiente de la variable especulativa es positivo y estadísticamente significativo. Los resultados, al igual que antes, coinciden con los de los autores recién citados en tanto el componente especulativo es significativo y positivo. Pero, esta vez, hay una diferencia en el coeficiente: el de ellos (0.0062) es considerablemente menor que el nuestro (0.3415) lo

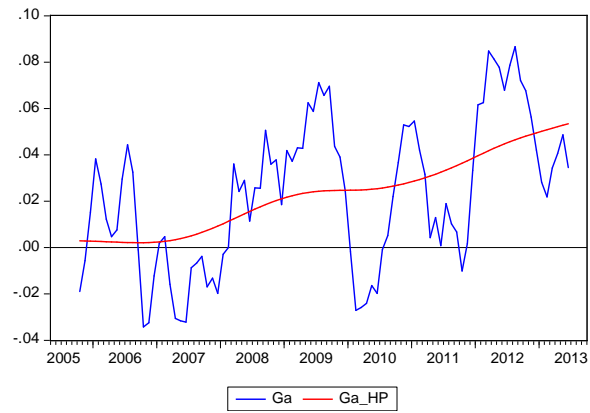
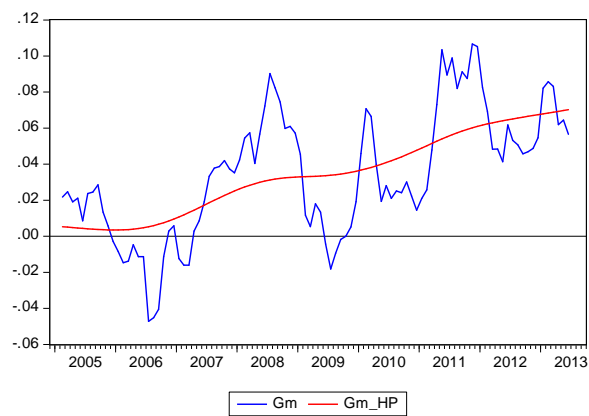
que resulta en un menor impacto de la especulación sobre el precio de las viviendas.

Cuadro 6: Resultados Levin y Wright IRPV

	P_{at}	P_{mt}		P_{at}	P_{mt}
Cte	134.351 (11.90)***	136.345 (9.76)***	P_{ob}	-8.30E-06 (7.66E-07)***	-8.37E-06 (6.32E-07)***
r	-0.0002 (0.004)	-0.0114 (0.004)***	Trend	0.1132 (0.010)***	0.1142 (0.008)***
$\ln(ctos)$	0.1413 (0.083)*	0.0398 (0.081)	G_{at}	-0.0919 (0.066)	
$\ln(arr_t)$	0.4878 (0.114)***	0.5126 (0.093)***	G_{mt}		0.3415 (0.057)***
$\ln(cobre)$	0.0138 (0.008)*	-0.0072 (0.007)			

Todo esto nos indica que existe un componente especulativo que es significativo que podría llevar a la creación de una burbuja.

Además de lo anterior, cabe destacar que las series construidas tienen una tendencia al alza, es decir los retornos que presentan las casas son crecientes en el tiempo. Podemos observar en las figuras 2 y 3 cómo se comporta este componente y, mediante el filtro Hodrick-Prescott, la tendencia de ésta. Lo que se ve es que el componente va creciendo a través del tiempo, de lo que se deduce que el crecimiento del precio es explicado cada vez más por la especulación.

Figura 2: Variable especulativa anual (G_{at}) con su tendenciaFigura 3: Variable especulativa mensual (G_{mt}) con su tendencia

6.4. Filtro de Kalman

De acuerdo a esta metodología, si existiera burbuja, deberíamos ver que la serie extraída es significativa y que en los períodos de posible burbuja, se muestren peaks en la serie. Los resultados del modelo presentado en la sección 5.4.1 son mostrados en los cuadros 7, 8 y 9. Primero, viendo los resultados obtenidos con la serie de IRPV, el modelo estimado en diferencias anuales arroja una serie que es estadísticamente significativa para la burbuja, mientras que para el modelo en diferencias trimestrales no se logra obtener una serie especulativa estadísticamente significativa. Como se puede ver en la figura 4 que muestra la serie especulativa que se extrajo, puede que haya existido una burbuja que se deshizo en el año 2011 y que, al parecer, esté empezando una burbuja a principios de 2013. En la figura 5 se muestra la serie obtenida por el modelo en diferencias trimestrales. Se puede ver, aunque no tan claramente debido a que el intervalo de confianza de la serie no alcanza a sobrepasar completamente el cero⁸, que existen dos peaks observables en los últimos años, uno a principios de 2011 y el otro a principios de 2013. Esto se condice con lo que podemos ver en la figura 4.

Recordar que el modelo a estimar es:

$$\begin{pmatrix} \Delta p_t \\ \Delta d_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta b_t + \psi \Delta d_t + (1 - \psi) \Delta d_{t-1} + \nu_t \\ \phi \Delta d_{t-1} + \epsilon_t \end{pmatrix}$$

y la ecuación de transición:

$$\Delta b_{t+1} = \alpha + \beta \Delta b_t + \zeta_t$$

⁸como ya fue mencionado anteriormente, esta serie no alcanza a ser significativa al 10 %

Figura 4: Componente especulativo IRPV Diferencias anuales

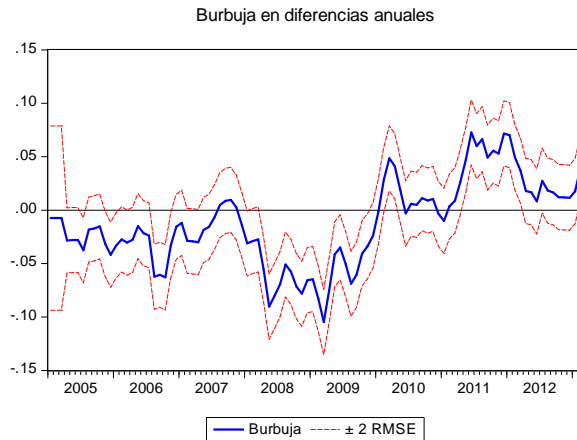
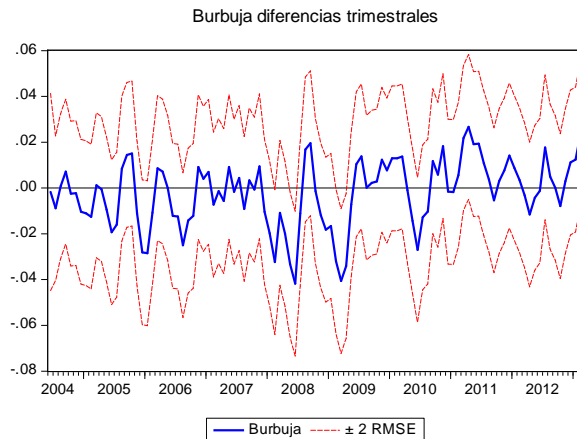


Figura 5: Componente especulativo IRPV Diferencias trimestrales



Con Δp_t la diferencia de precios, Δd_t la diferencia del arriendo y Δb_t es la serie inobservable que se extrajo, interpretada como factor especulativo. ν_t , ϵ_t y ζ_t los errores asociados a cada ecuación.

Nuestros resultados para la serie IRPV, muestran que, si hay un aumento de un 1% en los arriendos del período anterior que se ve reflejado en $(1 - \psi)$, el precio de las casas crecerá 0.422, 0.493 y 0.265 puntos porcentuales para diferencias mensuales, trimestrales y anuales respectivamente. Por otra parte, si hay un aumento del 1% en los arriendos del mismo período reflejado en ψ , el precio de las viviendas aumentará

un 0.578, 0.507 y 0.735 puntos porcentuales para los modelos en diferencias mensuales, trimestrales y anuales respectivamente.

Si comparamos estos resultados con los que obtuvieron Qin y Tan Gee (2005) para el caso de Hong Kong, veremos que los autores encuentran que ψ es unitario, es decir un aumento de un 1% en el arriendo del período actual hará crecer en un 1% los precios, pero el aumento de los valores de los arriendos del período anterior no afectarán los precios de éste período.

Cuadro 7: Diferencias mensuales IRPV

	ψ	ϕ	α	β	ζ	ν	ϵ
Coef	0.578	0.531	-0.0005	0.249	-9.194	-12.011	-10.133
	(0.1305)***	(0.0991)***	(0.0012)	(0.4499)	(1.9887)***	(31.163)	(0.0836)***

En esta estimación, el componente especulativo resulta ser no significativo al 10%.

Cuadro 8: Diferencias trimestrales IRPV

	Arriendos (ψ)	ϕ	α	β	ζ	ν	ϵ
Coef	0.507	0.892	-0.00056	0.679	-8.293	-34.95	-9.618
	(0.1767)**	(0.0220)***	(0.0017)	(0.0798)***	(0.1947)***	(4.38E+09)	(0.0759)***

En esta estimación, el componente especulativo resulta ser no significativo al 10%.

Cuadro 9: Diferencias anuales IRPV

	Arriendos (ψ)	ϕ	α	β	ζ	ν	ϵ
Coef	0.735	0.985	-0.00047	0.935	-8.367	-34.95	-9.394
	(0.2672)**	(0.0307)***	(7.9112)	(2441.373)	(17093)	(0.1703)***	(0.0984)***

En esta estimación, el componente especulativo resulta ser significativo al 1%

Finalmente, podemos decir que este modelo nos muestra un fuerte componente especulativo para el caso de la serie IRPV en diferencias anuales y que la serie extraída

en el caso de diferencias trimestrales, si bien no es estadísticamente significativa, presenta dos cumbres en las mismas fechas que las presenta la serie anterior. Esto nos podría indicar que existe un componente no observado interpretable como una posible burbuja.

6.5. Panel de datos

Si vemos el cuadro 10, que muestra los posibles fundamentales, las variables que resultaron significativas fueron la población, tasa de interés, IMACEC, arriendo y las variables interactivas del arriendo por sector. Todos los signos de las variables coinciden con los obtenidos en la sección 5.1 de fundamentales, aunque cambian algunas magnitudes. Es importante destacar el efecto del arriendo y de las variables interactivas en que, para el caso del sector nor oriente, el efecto del arriendo se duplica y, para el caso del sector nor poniente, el efecto aumenta en más que un 25 %. El efecto fijo muestra que los sectores sur y nor oriente, tienen un efecto positivo asociado al sector.

En el cuadro 11 se muestran los resultados obtenidos de los tres modelos estimados P_{mt} , P_{tt} y P_{at} que son los que se hicieron a partir de los fundamentales encontrados y se les agregó una variable especulativa mensual (G_m), trimestral (G_t) y anual (G_a) respectivamente. Si observamos los modelos con componente especulativo en el cuadro 11, el modelo P_{mt} que contiene la variable especulativa mensual G_m junto con el resto de los fundamentales obtenidos, todas las variables que antes eran significativas, ahora aumentan su nivel de significancia exepctuando la variable interactiva de la zona nor oriente, la cual se hace no significativa. Esto sólo ocurre para el primer modelo, ya que para los otros dos, p_{tt} y p_{at} , que son los que contienen las variables especulativas trimestral (G_t) y anual (G_a) respectivamente, todas las variables au-

Cuadro 10: Fundamentales Panel

Variable	Coef	Variable	Coef
<i>pob</i>	-1.05E-05 (1.75E-06)***	<i>cobre</i>	0.0196 (0.0160)
<i>k</i>	0.0024 (0.0029)	<i>arr</i>	0.4668 (0.1691)***
<i>ipsa</i>	0.0077 (0.0367)	$\delta_{np} * arr$	0.4563 (0.0438)***
<i>r</i>	-0.0495 (0.0358)*	$\delta_{no} * arr$	0.1391 (0.0438)***
<i>imacec</i>	0.2974 (0.1758)*	β_0	168.1121 (22.580)***
<i>ctos</i>	0.0794 (0.1358)	<i>t</i>	0.1410 (0.0189)***

Efectos Fijos

	α_{no}	α_{np}	α_s
coef	0.2130	-1.1709	0.9579

mentan su nivel de significancia. Además, cabe mencionar que los coeficientes de las variables entre los distintos modelos, son relativamente parecidos (a excepción de la variable interactiva mencionada). Ahora, si analizamos el componente especulativo, nos daremos cuenta que en los tres casos es significativo pero que G_m (0.3925) es más del doble que G_t (0.1825) y G_a (0.1199). Este resultado nos muestra que existe un componente especulativo positivo y significativo en el proceso generador del precio de las viviendas, componente que puede llevar a la creación de una burbuja.

Cuadro 11: Modelos estimados con distintos componentes especulativos

	P_{mt}	P_{tt}	P_{at}
pob	-7.70E-06 (6.84E-07)***	-8.37E-06 (7.71E-07)***	-8.62E-06 (8.97E-07)***
r	-0.0727 (0.0265)***	-0.0657 (0.0294)**	-0.0310 (0.0293)
$imacec$	0.3728 (0.1037)***	0.4825 (0.1112)***	0.4851 (0.1106)***
arr	0.4437 (0.0951)***	0.4319 (0.1054)***	0.3169 (0.1142)***
$\delta_{np} * arr$	0.3409 (0.0384)***	0.4200 (0.0426)***	0.4888 (0.0436)***
$\delta_{no} * arr$	0.0058 (0.0387)	0.1153 (0.0425)***	0.2581 (0.0427)***
cte	124.11 (10.811)***	134.07 (12.205)***	138.18 (14.183)***
t	0.1036 (0.0091)***	0.1122 (0.0102)***	0.1160 (0.0119)***
G_m	0.3925 (0.0422)***	-	-
G_t	-	0.1825 (0.0465)***	-
G_a	-	-	0.1199 (0.0435)***

Efectos Fijos

	p_{mt}	p_{tt}	p_{at}
α_{no}	0.4419	0.2279	-0.1052
α_{np}	-1.0296	-1.1020	-1.0926
α_s	0.5877	0.8740	1.1979

7. Discusión y Conclusiones

En este trabajo se abarcaron distintas metodologías para la detección de burbujas con la idea de complementar los resultados obtenidos entre ellas ya que, como fue mencionado anteriormente, no existe una metodología que determine efectivamente

la existencia de burbujas.

Como se mostró en la sección anterior, el método de cointegración no arroja resultados que apunten a la existencia de burbujas, ya que se encontraron vectores de cointegración. El método de Levin-Wright da como resultado que una de las dos series especulativas es positiva y significativa, lo que apuntaría a que el precio de las viviendas tiene un componente especulativo y que, de no ser revisado y monitoreado puede llevar a la creación de una burbuja. En la metodología del Filtro de Kalman, existe una serie extraída e interpretable como componente especulativo que es significativa y apunta a un crecimiento de los precios guiado por la especulación. Mientras que la otra serie encontrada no alcanza a ser significativa. Finalmente, la metodología que utiliza el panel de datos, todas las series especulativas construidas son significativas y positivas, que debe ser entendido como que el crecimiento de los precios en parte viene guiado por un fuerte componente especulativo. De todo lo anterior, no se puede afirmar de forma segura que existe una burbuja, pero sí se ha encontrado que existen componentes especulativos dentro de los precios de las viviendas.

Con todo esto, es necesario tener en la mira los movimientos del mercado analizado en este trabajo. Es de esperar que ante los últimos cambios de la economía, que presentan una desaceleración y apuntan a que ésta continuará, los componentes especulativos caigan y con esto se deshaga el peligro de la creación de una burbuja. De no ser así es de esperar que las autoridades se manifiesten en el tema, como ya lo ha hecho el Banco Central haciendo esfuerzos para hacer notar esta posible burbuja y corregirla.

Referencias

- [1] ABRAHAM J y HENDERSHOTT P 1996. “Bubbles in metropolitan housing markets” *Journal of Housing Research* 7(2), pp.191-207.
- [2] AL-ANASWAH N y WILFLING B 2009, “Identification of speculative bubbles using state-space models with Markov-switching”. *Journal of Banking & Finance* 35(5): 1073–1086
- [3] BELLOD J 2011. “Detección de burbujas inmobiliarias: el caso español” [en línea] *Contribuciones a la Economía*, Grupo Eumed.net (Universidad de Málaga), issue 2011-05
- [4] BLANCHARD O y WATSON M 1982, “Bubbles, rational expectations and financial markets”. En: *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington, MA: D.C. Heathand Company, pp. 295-316
- [5] CAMPBELL J. Y. y SHILLER R. J. 1988 “The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors”. *The Review of Financial Studies* 1(3), 195-228.
- [6] CEDIEL D. y CHAPARRO J. 2013, “Burbuja inmobiliaria en Bogotá?”. *Observatorio Dinámicas del Territorio boletín 12*, Secretatía distrital de planeación, Bogotá, Colombia
- [7] CEDIEL D. y VELÁSQUEZ C. 2013, “Burbuja inmobiliaria en Bogotá”. *Observatorio Dinámicas del Territorio boletín 13*, Secretatía distrital de planeación, Bogotá, Colombia

- [8] CLARK S. y COGGIN D. 2011, “Was there a U.S. house price bubble? An econometric analysis using national and regional panel data” *The Quarterly Review of Economics and Finance* 51, 189–200
- [9] CUBEDDU L. TOVAR C. E. y TSOUNTA E. 2012. “Latin America: Vulnerabilities Under Construction?” *IMF Working Papers* 12/193, International Monetary Fund.
- [10] DESORMEAUX N 2011. “¿Existe Relación de Largo Plazo entre el Precio de las Viviendas con sus Variables Fundamentales? Un Análisis de Cointegración”. Tesis para optar al grado de Magíster en Economía. Santiago, Ponticia Universidad Católica de Chile. 47p.
- [11] DREGER C y KHOLODILIN K 2013. “An Early Warning System to Predict Speculative House Price Bubbles”. [en línea] *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 7(8). <<http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2013-8>> [consulta: 28 septiembre 2013]
- [12] ESCOBARI D, DAMIANOV D y BELLO A 2012. “A time series test to identify housing bubbles” *MPRA Paper* No. 44360
- [13] FERNÁNDEZ-KRANZ D. y HON M. 2006 “A Cross-Section Analysis of the Income Elasticity of Housing Demand in Spain: Is there a Real Estate Bubble?”. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 32, No. 4
- [14] FLOOD R; HODRICK R y KAPLAN P 1986. “An evaluation of recent evidence on stock market bubbles” *En: Speculative Bubbles, Speculative Attacks and Policy Switching*, M.I.T. Press, pp. 105-133.

- [15] GLAESER E, GOTTLIEB J y GYOURKO J 2013. "Can Cheap Credit Explain the Housing Boom?" En: Housing and the Financial Crisis, University of Chicago Press pp. 301 - 359
- [16] GURKAYNAK R 2008. "Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock", Journal of Economic Surveys 22(1): 166–186
- [17] HIMMELBERG C, MAYER C y SINAI T 2005. "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions," Journal of Economic Perspectives, 19(4): 67-92.
- [18] HU J, SU L, JIN S y JIANG W 2006. "The Rise in House Prices in China: Bubbles or Fundamentals?." Economics Bulletin, 3(7): 18
- [19] HWANG SMITH M. y SMITH G, 2006. "Bubble, Bubble, Where's the Housing Bubble?" Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 37(1), p. 1-68
- [20] IDROVO B y LENNON J 2013. "Una Aplicación de Métodos de Detección de Burbuja Inmobiliaria: Caso Chile", [en línea] MPRA Paper No. 44741, posted 5 <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/44741/>> [consulta: 28 septiembre 2013]
- [21] LEVIN E. J. Y WRIGHT R. E. 1997a "The impact of speculation on house prices in the United Kingdom" Economic Modelling 14, 567-585.
- [22] LEVIN E. J. Y WRIGHT R. E. 1997b "Speculation in the housing market?" Urban Studies 34, 1419-1437.
- [23] LEYBOURNE S, KIM T y NEWBOLD P "Examination of some more powerful modifications of the dickey-fuller test" Journal of Time Series Analysis, 26: 355–369.

- [24] MACÍAS W y VILLA R. 2011 ¿Existe una burbuja de precios en el mercado de vivienda ecuatoriano? Centro de Investigaciones Económicas, Escuela superior Politécnica del Litoral
- [25] MAYER C 2011. “Housing Bubbles: A Survey” *Annual review of economics*, 3: 559-577
- [26] MIKHED V y ZEMCÍK P 2009. “Do house prices reflect fundamentals? Aggregate and panel data evidence” *Journal of Housing Economics* 18: 140–149
- [27] PHILLIPS P, SHI S y YU J 2011 “Testing for multiple bubbles”. *International Economic Review* 52(1): 201-226
- [28] PHILLIPS P, WU Y y YU J 2009 “Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values?” *International Economic Review* 52: 201–226.
- [29] QIN X. y TAN GEE KWANG R. 2005 “Signal Extraction with Kalman Filter: A study of the Hong Kong property price bubbles”. *Economic Growth centre Working Paper Series* 0601
- [30] STIGLITZ J 1990. “Symposium on Bubbles”. *Journal of Economic Perspectives* 4(2)
- [31] TAIPALUS K 2012 “Detecting asset price bubbles with time-series methods”. *Scientific Monographs* E:47/2012, Bank of Finland.
- [32] WU Y 1997. “Rational bubbles in the stock market: accounting for the U.S. stock-price volatility”, *Economic Inquiry* 35(2)

A. Resultados serie promedios

En esta sección se muestran los resultados obtenidos con algunas de las metodologías utilizando la serie de datos obtenida del observatorio habitacional del MINVU. Estos resultados no fueron puestos en el cuerpo del trabajo debido a los problemas que presenta esta serie. Estos datos fueron construidos como el promedio de las casas de todas las comunas del Gran Santiago con una frecuencia trimestral desde el año 2000 al tercer trimestre de 2012⁹.

Debido a la forma en que es construido el índice, este presenta el problema de que se pierde o ensucia mucha información, ya que, al no considerar tamaños de casas y sólo utilizar el promedio de los precios, una casa muy pequeña tiene el mismo peso en el índice que una casa de grandes dimensiones. Es esta pérdida de información la que creemos, hace que los resultados obtenidos sean muchas veces contraintuitivos y totalmente contrarios a los de la literatura y los obtenidos por este mismo trabajo.

A.1. Fundamentales

Como se puede observar en la siguiente tabla, los arriendos son negativos y no significativos. Esto es contrario a la literatura, en que los arriendos son parte importante de los fundamentales y con efecto positivo.

⁹La serie empieza en 1995 pero es utilizada desde el año 2000 por la falta de datos anteriores de los fundamentales

	Coef
r_t	-0.048 (0.017)***
Pob_t	-0.002 (0.0004)***
PIB_t	1.54E-06 (5.61E-07)***
$IPSA_t$	2.83E-05 (1.48E-05)*
$\ln(costos_t)$	-0.083 (0.172)
$\ln(cobre_t)$	-0.105 (0.026)***
$\ln(arr)$	-0.042 (0.267)
C	27.81 (5.011)***
Trend	0.103 (0.025)***

A.2. Levin y Wright

Con esta metodología vemos un resultado que muestra ambos componentes especulativos no significativos.

	P_{at}	P_{mt}		P_{at}	P_{mt}
Cte	29.78 (3.523)***	29.33 (3.49)***	$\ln(\text{cobre}_t)$	-0.111 (0.022)***	-0.111 (0.022)***
r	-0.0508 (0.013)***	-0.051 (0.013)***	Trend	0.112 (0.019)***	0.110 (0.019)***
Pob	-0.002 (0.0003)***	0.002 (0.0003)***	G_{at}	-0.038 (0.067)	
PIB	1.73E-06 (4.39E-07)***	1.66E-06 (4.38E-07)***	G_{mt}		0.027 (0.076)
$IPSA$	2.59E-05 (1.41E-05)*	2.46E-05 (1.50E-05)			

A.3. Panel de datos

Esta serie, al estar dividida por comunas, se puede utilizar en la metodología de la sección 5.5.

La ecuación a estimar, al igual que antes, será

$$p_{it} = \alpha_i + \gamma_0 * t + X * \beta + \gamma_1 * arr + \gamma_2 * \delta_i * arr$$

con α_i el efecto fijo por sector i , t tendencia, X y β son vectores de variables y parámetros respectivamente. Su multiplicación está definida en la ecuación 36, γ_j los parámetros a estimar, arr el logaritmo del arriendo, δ_i variables *dummy* igual a 1 si pertenecen al sector i y 0 en caso contrario. Con estas últimas, al multiplicarse con el arriendo, $\delta_i * arr$, se forman variables interactivas que muestran si existe un efecto adicional del arriendo sobre el precio dentro de los sectores. Para el caso del precio promedio separado por comunas, este tipo de variables se crearon para las comunas

que presentaban un mayor crecimiento en sus precios¹⁰.

En la ecuación:

$$\beta * X = \beta_0 + \beta_1 * pob + \beta_2 * k + \beta_3 * ipsa + \beta_4 * r + \beta_5 * imacec + \beta_7 * ctos + \beta_8 * cobre \quad (36)$$

se definen el resto de los regresores, con *pob* la población nacional, *k* la entrada de capitales en logaritmo, *ipsa* es el logaritmo del indicador bursátil, *PIB* el logaritmo del PIB construido por el Banco Central, *ctos* es el costo de construcción en logaritmo, el cual es un índice construido por la Cámara chilena de la construcción. Finalmente, *cobre*, representa el logaritmo del precio del cobre.

Primero, los resultados obtenidos al identificar los fundamentales y sus efectos fijos, estan en las siguientes tablas:

¹⁰Estas comunas son Vitacura (*vita*), San Bernardo (*sbern*), Quilicura (*quili*), Pudahuel (*puda*), Puente Alto (*pte*), Providencia (*provi*), Peñalolén (*pena*), Ñuñoa (*nunoa*), Maipú (*maipu*), Macul (*macul*), La Reina (*lrei*), Las Condes (*lcond*), Lo Barnechea (*lbarn*), La Florida (*lflor*) y Cerrillos (*cerr*). Entre paréntesis se encuentra escrito el sub índice de la variable dummy.

■

Fundamentales y variables interactivas por comuna

Variable	Coef	Variable	Coef	Variable	Coef
<i>pob</i>	-0.0001 (0.0004)	$\delta_{vit} * arr$	0.3558 (0.1301)***	$\delta_{lrei} * arr$	0.2252 (0.1301)*
<i>k</i>	-2.12E-06 (3.68E-06)	$\delta_{snbrn} * arr$	1.2664 (0.1301)***	$\delta_{lcond} * arr$	1.0779 (0.1301)***
<i>ipsa</i>	-0.0178 (0.0366)	$\delta_{quili} * arr$	-0.0242 (0.1301)	$\delta_{lbarn} * arr$	-0.0625 (0.1301)
<i>r</i>	-0.0402 (0.0693)	$\delta_{puda} * arr$	1.0351 (0.1301)***	$\delta_{lflor} * arr$	-0.0531 (0.1301)
<i>pib</i>	0.0700 (0.0754)*	$\delta_{pte} * arr$	0.5820 (0.1301)***	$\delta_{cerrillos} * arr$	0.4993 (0.1301)***
<i>ctos</i>	0.2086 (0.1046)**	$\delta_{provi} * arr$	1.1574 (0.1301)***		
<i>cobre</i>	0.0005 (0.0288)	$\delta_{pena} * arr$	0.2335 (0.1301)*		
<i>arr</i>	-0.5809 (0.1637)***	$\delta_{nunoa} * arr$	0.1460 (0.1301)		
β_0	7.7813 (4.2674)*	$\delta_{maipu} * arr$	0.7576 (0.1301)***		
<i>t</i>	0.0121 (0.0228)	$\delta_{macul} * arr$	0.3103 (0.1301)***		

■

Efectos fijos

Comuna	Efecto Fijo	Comuna	Efecto Fijo
Cerrillos	-1.3295	Peñalolén	0.8303
Chicureo	2.1346	Providencia	-3.6150
Conchalí	0.6044	Pudahuel	-3.5968
Estación Central	0.8730	Puente Alto	-1.7008
Huechuraba	1.6265	Quilicura	1.0337
Independencia	0.7493	Quinta Normal	0.5658
La Cisterna	0.6642	Recoleta	0.9842
La Florida	1.4622	Renca	0.7059
La Reina	1.3737	San Bernardo	-4.9534
Las Condes	-2.8316	San Joaquín	0.8546
Lo Barnechea	2.8646	San Miguel	1.1364
Macul	-0.3605	Santiago	0.9190
Maipú	-2.5086	Vitacura	0.8694
Ñuñoa	0.7169		

Como se puede ver, el arriendo presenta un coeficiente negativo y significativo. Además, las variables interactivas muchas veces hacen aún más negativo este efecto y sólo el efecto de la variable interactiva de algunas comunas logra compensarlo y hacerlo positivo.

Ahora, si agregamos las variables especulativas construidas, el resultado es:

■

Modelos con componente especulativo

	P_{tt}	P_{at}		P_{tt}	P_{at}
π_{ib}	0.0476 (0.0214)**	0.0643 (0.0187)***	$\delta_{maipu} * arr$	0.5763 (0.1246)***	0.6399 (0.1180)***
$ctos$	0.3445 (0.0793)***	0.3526 (0.0694)***	$\delta_{macul} * arr$	0.4673 (0.1248)***	0.6543 (0.1182)***
arr	-0.3834 (0.1198)***	-0.4675 (0.1065)***	$\delta_{lrei} * arr$	0.7569 (0.1246)***	0.5185 (0.1180)***
$\delta_{vit} * arr$	0.1801 (0.1249)***	0.3407 (0.1184)***	$\delta_{lcond} * arr$	0.5727 (0.1248)***	0.8536 (0.1187)***
$\delta_{snbern} * arr$	1.2165 (0.1246)***	1.4731 (0.1184)***	$\delta_{cerr} * arr$	0.6393 (0.1249)***	0.6397 (0.1180)***
$\delta_{puda} * arr$	0.5841 (0.1281)***	0.8625 (0.1227)***	β_0	4.9897 (0.1215)***	4.9052 (0.1105)***
$\delta_{pte} * arr$	1.0226 (0.1245)***	0.7764 (0.1179)***	G_t	0.1506 (0.0212)***	-
$\delta_{provi} * arr$	0.5541 (0.1248)***	0.8893 (0.1185)***	G_a	-	0.0192 (0.0192)
$\delta_{pena} * arr$	0.1920 (0.1246)	0.2307 (0.1180)**			

■

Efectos fijos en el modelo con componente especulativo

	p_{mt}	p_{tt}	p_{at}
α_{no}	0.4419	0.2279	-0.1052
α_{np}	-1.0296	-1.1020	-1.0926
α_s	0.5877	0.8740	1.1979

El resultado contraintuitivo de los arriendos se mantiene y ahora se observa además, que la variable especulativa creada presenta un efecto negativo y significativo.