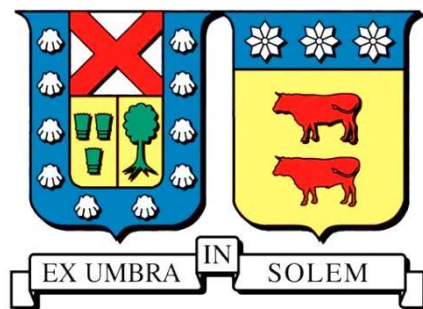


**UNIVERSIDAD TÉCNICA FEDERICO SANTA MARÍA
DEPARTAMENTO DE INDUSTRIAS
SANTIAGO - CHILE**



**DETERMINANTES EN LA EVOLUCIÓN DE
PRECIOS DE VIVIENDAS EN LA REGIÓN
METROPOLITANA DE SANTIAGO DE CHILE:
UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN.**

**AUTOR:
ROBERTO LEONARDO SANHUEZA TRIBIÑOS**

**MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE
INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL**

PROFESOR GUIA : SR. JAVIER SCAVIA

MARZO, 2018



Resumen.

La presente investigación analiza la evolución de precios de viviendas para la Región Metropolitana de Santiago de Chile en el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2004 al tercer trimestre de 2017. El desarrollo del estudio considera tanto el índice general de precios publicado por la Cámara Chilena de la Construcción a través de su Departamento de Estudios, como también sub índices segmentados por producto y zonas geográficas. A través de la metodología de cointegración de Engel y Granger se determina un modelo de equilibrio de largo plazo en el cual las variables explicativas están dadas por el costo de edificación, la tasa de interés de los mutuos hipotecarios y un índice de precios de acciones representativo del mercado nacional. El modelo señalado se cointegra adecuadamente tanto para el índice general de precios, como a los sub índices de departamentos, departamentos en Sector Nororiente de Santiago y departamentos en Santiago Centro, sin embargo el modelo para el producto casas se presenta como no cointegrado, es decir no presenta un equilibrio en el largo plazo de acuerdo a las variables propuestas. Posteriormente se desarrolla un modelo de corrección de errores que refleja la dinámica de corto plazo y la velocidad con la cual las variaciones de corto plazo se ajustan al modelo de largo plazo. Los resultados de la investigación confirman hallazgos previos tanto en la literatura chilena como internacional, lo anterior en el contexto de las variables fundamentales que conforman el modelo, como en la velocidad de ajuste del corto al largo plazo.

Palabras claves: Mercado inmobiliario, cointegración, modelo de corrección de errores, índice de precios de viviendas.



Abstract.

This research analyzes the evolution of housing prices for the Santiago Metropolitan Region of Chile in the period from the first quarter of 2004 to the third quarter of 2017. The development of the study considers both the general price index published by the Chilean Chamber of Construction through its Department of Studies, as well as sub-indexes segmented by product and geographical areas. Through the cointegration methodology of Engel and Granger, a long-term equilibrium model is determined in which the explanatory variables are given by the cost of building, the interest rate of the mortgage credits and a representative stock price index of the national market. The indicated model is cointegrated adequately for the general price index, as well as the sub-indexes of departments, departments in Santiago North East and departments in Santiago Centro, however the model for the product houses is presented as non-cointegrated, that is, not presents a balance in the long term according to the proposed variables. Subsequently, an error correction model is developed that reflects the short-term dynamics and the speed with which the short-term variations adjust to the long-term model. The results of the research confirm previous findings in both the Chilean and international literature in the context of the fundamental variables that make up the model, as well as the speed of adjustment of the short term in the long term.

Key words: Real estate market, cointegration, error correction model, housing price index.



ÍNDICE

INTRODUCCIÓN.....	6
CAPÍTULO 1: ANTECEDENTES GENERALES.	8
1.1 PROBLEMÁTICA.....	8
CAPÍTULO 2: OBJETIVOS.	11
2.1 OBJETIVO GENERAL.....	11
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS.	11
CAPÍTULO 3: MARCO TEÓRICO.....	12
3.1 ANTECEDENTES DEL MERCADO INMOBILIARIO.	12
3.2 MERCADO INMOBILIARIO, SUS EFECTOS EN MACROECONOMÍA Y ESTABILIDAD FINANCIERA.....	14
3.3 MERCADO INMOBILIARIO EN CHILE.	15
3.3.1 OFERTA DE VIVIENDAS.	16
3.3.2 VENTA DE VIVIENDAS.	19
3.3.3 EVOLUCIÓN DE PRECIOS.	21
3.3.3.1 <i>ÍNDICE REAL DE PRECIOS DE VIVIENDAS NUEVAS PARA EL GRAN SANTIAGO ELABORADO POR LA CÁMARA CHILENA DE LA CONSTRUCCIÓN (IRPV).</i>	22
3.3.3.2 <i>ÍNDICE DE PRECIOS DE VIVIENDAS ELABORADO POR EL BANCO CENTRAL DE CHILE (IPV).....</i>	24
3.4 ESTUDIOS ECONOMETRÍCOS EN EL MERCADO INMOBILIARIO	27
CAPÍTULO 4: BASE METODOLÓGICA	36
4.1 VARIABLES MACROECONÓMICAS PARA MODELO DE EQUILIBRIO DE PRECIOS.....	36



4.2	OTRAS VARIABLES RELEVANTES EN LA FORMACIÓN DE NIVEL DE PRECIOS.	39
4.3	MODELO INTEGRADO DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO.	42
4.4	METODOLOGÍA ECONOMETRICA.	43
4.4.1	SERIES ESTOCÁSTICAS ESTACIONARIAS Y NO ESTACIONARIAS.	44
4.4.2	PROCESOS INTEGRADOS Y DIFERENCIACIÓN.	46
4.4.3	COINTEGRACIÓN.	47
4.4.4	TESTEOS DE COINTEGRACIÓN.	49
4.4.4.1	MÉTODO ENGLE Y GRANGER PARA COINTEGRACIÓN.	50
4.4.4.1.1	PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA LA NO ESTACIONARIEDAD.	50
4.4.4.1.2	ESTACIONARIEDAD EN LOS ERRORES DEL MODELO DE LARGO PLAZO.	56
4.4.4.1.3	MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.	57
CAPÍTULO 5: APLICACION.		60
5.1	DATOS.	60
5.2	DEFINICIÓN DE VARIABLES.	60
5.3	APLICACIÓN DEL MODELO.	64
5.3.1	ANÁLISIS DE CORRELACIÓN.	64
5.3.2	PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA.	65
5.3.3	MODELO DE LARGO PLAZO O ECUACIÓN DE COINTEGRACIÓN.	70
5.3.4	ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN DE CORTO PLAZO O MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.	78
5.4	DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS.	89
CONCLUSIONES.		92
BIBLIOGRAFÍA.		94
ANEXOS.		98



INTRODUCCIÓN.

Durante las últimas décadas el precio de la vivienda ha crecido sosteniblemente, no solo en nuestro país sino también en la mayoría de las naciones industrializadas, por otra parte las burbujas de precios generadas en algunas naciones en los últimos años han provocado severas consecuencias sobre los mercados financieros y la estabilidad macroeconómica en general, en virtud de estos fenómenos se han volcado grandes esfuerzos investigativos en torno al análisis de los determinantes del comportamiento en el mercado inmobiliario como una clave para entender la evolución en los precios de las viviendas.

Existe una amplia literatura que analiza las variables fundamentales que vienen a determinar el precio de las viviendas en países con economías avanzadas, sin embargo los estudios son más escasos para países emergentes que poseen series de precios más cortas y acotadas desde un punto de vista geográfico. A pesar de lo anterior, existe para nuestro país una batería de estudios que han desarrollado el tema, con diversidad en cuanto a su alcance, metodología y variables de estudio. En este sentido la presente investigación busca contribuir al conocimiento ya desarrollado y abrir nuevas vetas de investigación en la materia.

El presente estudio analiza los precios de viviendas en la Región Metropolitana de Santiago de Chile desde el primer trimestre del año 2004 hasta el tercer trimestre del año 2017, en primer lugar se busca establecer un modelo de equilibrio general de largo plazo para el cual se proponen una serie de variables como candidatas a regresoras, aplicando la metodología de cointegración de Engle y Granger se reduce el modelo a sus variables fundamentales y luego se establece un modelo de corrección de errores que permita representar la dinámica de corto plazo del modelo propuesto. Adicionalmente se desarrolla la



metodología para sub índices de precios de acuerdo a determinada segmentación de producto y geográfica.

La metodología de cointegración de Engle y Granger que guía la presente investigación ha llegado a ser el método dominante en cuanto al estudio de series de tiempo, el análisis de cointegración se ha convertido en una herramienta poderosa para la investigación de tendencias comunes en series de tiempo multivariadas y entrega una metodología para modelar tanto el largo plazo, como la dinámica de corto plazo en un sistema determinado. Gran parte de la investigación asociada la dinámica de los mercados de las viviendas a nivel internacional se enmarca en esta metodología, tanto por su consistencia teórica como por su facilidad en la aplicación.



CAPÍTULO 1: ANTECEDENTES GENERALES.

1.1 Problemática.

Sin lugar a dudas el mercado inmobiliario chileno ha presentado un gran desarrollo a través de las últimas décadas, el origen de este fenómeno puede encontrarse en la radical liberalización de los mercados urbanos chilenos impulsada principalmente entre los años 1978 y 1985, fue en este periodo donde se llevaron a cabo las siguientes reformas que estimularon significativamente el desarrollo del mercado inmobiliario chileno, lo anterior con especial énfasis en la Región Metropolitana de Santiago de Chile (Sabatini, 2000):

1. La eliminación de las normas sobre límites urbanos en 1979.
2. La eliminación de una serie de impuestos y regulaciones que afectaban a los mercados urbanos.
3. La venta de suelo urbano en manos del Estado.

Junto con los cambios estructurales al mercado del suelo mencionados anteriormente, podemos señalar que el crecimiento económico alcanzado por la economía chilena en las últimas décadas ha impulsado una sostenida demanda interna y una alta tasa de ocupación en el mercado de la fuerza laboral, generando un fuerte empuje a la demanda en el mercado inmobiliario y un drástico crecimiento en los precios reales de los bienes inmuebles. Es en este contexto que se reconoce al mercado inmobiliario chileno como de máximo interés para los inversionistas, con un elevado potencial crecimiento y bajos niveles de riesgo similares a los de otros países de mercados emergentes como Qatar e India (Anghel & Hristea, 2015).

Ahora bien, el crecimiento urbano en la Región Metropolitana a lo largo de los últimos cuarenta años ha sido en general desordenado y poco armónico, en este sentido se mencionan como principales causales de este fenómeno la carencia de un adecuado marco de planificación urbana por parte del Estado y en segundo término, las decisiones de los agentes



del mercado que han llevado a colocar sus recursos en ciertos sectores geográficos en detrimento de otros (Quiroga, 2005). Todo lo anterior se presenta en un contexto en el cual diferentes fuerzas actúan de forma descoordinada; ciudadanos, autoridades locales, autoridad central y agentes inmobiliarios; generando así un resultado que dista mucho de ser el óptimo en el sentido de maximizar los intereses de todos los agentes involucrados.

Por otra parte, dentro del mercado inmobiliario de la Región Metropolitana se ha apreciado el fenómeno de como paulatinamente ha aumentado la proporción de departamentos vendidos y ofertados respecto a las casas, llevando esto a que al segundo trimestre del año 2017 la oferta de departamentos sea equivalente a siete veces la oferta de casas, medido esto en número de unidades residenciales (Adimark, s.f); en virtud de lo anterior, podríamos señalar que la industria actualmente, sin encontrar factores que hagan pensar que esta tendencia podría verse modificada en el largo plazo, se encuentra dominada por el producto residencial de la tipología departamentos.

Es en este contexto; en un mercado inmobiliario dinámico, con elevadas tasas de crecimiento, especialmente en el segmento de los departamentos; que se transforma en fundamental poder establecer las variables que determinan la evolución de los precios en el mercado, medido lo anterior en algún índice de precios representativo.

Por otro lado, cabe mencionar que para la industria inmobiliaria el costo del suelo constituye el factor crítico o dominante dentro de su estructura de costos y este en gran medida viene a determinar las decisiones de inversión en nuevos proyectos, este componente del costo en general representa en términos proporcionales entre un 10% y un 30% del precio de venta (Transa, s.f).

Ahora bien, en términos metodológicos se seleccionará un modelo econométrico que permita explicar la variable precios de viviendas en la Región Metropolitana, segmentando en primer lugar entre los productos departamentos y casas en segundo término desde un punto



de vista geográfico. Posteriormente se seleccionarán las variables exógenas de acuerdo a criterios macroeconómicos y de otros tipos que se consideren relevantes en el contexto de la dinámica del mercado, para posteriormente determinar los modelos en cada segmento seleccionado.

Con todo, las preguntas de investigación que debiesen guiar el desarrollo de la presente investigación son: ¿Cuáles son las variables que determinan la evolución de los precios en el largo plazo de las viviendas en la Región Metropolitana de Santiago de Chile?, ¿Existe una diferencia significativa entre productos o sectores de la Región Metropolitana respecto a estas variables? y ¿Cómo se ajusta la dinámica de corto plazo al modelo de largo plazo?.



CAPÍTULO 2: OBJETIVOS.

2.1 Objetivo General.

Diseñar un modelo que permita establecer las variables relevantes que determinan la evolución de los precios de las viviendas en la Región Metropolitana de Santiago Chile mediante la aplicación de una metodología econométrica con la finalidad de prever la evolución futura de los precios del sector.

2.2 Objetivos Específicos.

1. Caracterizar el mercado inmobiliario chileno a través del análisis del comportamiento histórico de las variables oferta, demanda y nivel de precios de las viviendas.
2. Plantear distintos enfoques econométricos aplicados al estudio de precios en el sector inmobiliario para el establecimiento de una base metodológica que guíe la investigación.
3. Seleccionar un índice de precios de viviendas que actúe como variable dependiente del modelo y permita establecer un análisis geográfico de los datos.
4. Establecer las variables explicativas de mayor significancia estadística dentro del modelo planteado, definiendo las relaciones de causalidad existente entre ellas y comparando los resultados con investigaciones de características similares.
5. Determinar si existe diferencia estadística significativa en las variables explicativas del modelo en función de la segmentación de producto y geográfica establecida.



CAPÍTULO 3: MARCO TEÓRICO.

3.1 Antecedentes del mercado inmobiliario.

El sector inmobiliario posee una alta importancia tanto en el desarrollo económico como en el bienestar social debido a que produce un bien, que más allá de ser considerado un activo, es indispensable para satisfacer la necesidad básica de las personas por alojamiento. Por lo anterior, se afirma que la vivienda es un aspecto de suma importancia desde el punto de vista de la política económica y social, por lo cual se encauza hacia dicho sector un monto considerable de recursos públicos, además de las inversiones realizadas por privados (López, 2002).

La vivienda es considerada como uno de los mejores indicadores del nivel de vida y del lugar de una persona en la sociedad. Aparte de la relevancia socioeconómica y cultural, la vivienda genera oportunidades de inversión capaces de promover el crecimiento sostenible y el desarrollo de una economía (Okwu, Ngoepe-Ntsoane, Tochokwu, & Obiwuru, 2017). Por lo tanto, la provisión de vivienda adecuada es una medida importante de bienestar social y desarrollo económico en cualquier nación. Es obvio que el acceso a una vivienda adecuada es un derecho humano internacional. En diferentes momentos, los gobiernos de los países desarrollados han desempeñado papeles activos en el sector de la vivienda por razones de crecimiento económico y desarrollo. Un sector de la vivienda puede apoyar la reducción de la pobreza y el crecimiento inclusivo a través de su contribución a la producción económica, el empleo, la generación de una demanda de materiales y servicios relacionados y el mejoramiento del nivel de vida de los ocupantes. Sin embargo, el crecimiento urbano desigual y no planificado por lo general pone presión sobre los recursos y limitan la capacidad de ofrecer viviendas y servicios de infraestructura relacionados.



Las actividades en el sector involucran en el ideal el proceso de proporcionar refugio seguro, cómodo, funcional y afable en un establecimiento adecuado dentro de un vecindario, apoyado por el mantenimiento continuo del entorno construido para las actividades de vida diaria de individuos o familias dentro de la comunidad de acuerdo con su elección de aspiraciones y preferencias socioeconómicas y culturales. En un escenario óptimo el sector también debiese garantizar la sostenibilidad de los atributos de la eficiencia energética y la conservación de los recursos para mejorar la calidad de vida.

Ahora bien, los mercados inmobiliarios de muchos países en los últimos años han experimentado un crecimiento acelerado y el precio de las viviendas ha crecido en general más rápido que el ingreso personal de las personas, por lo anterior muchos observadores y reguladores han expresado su preocupación por posibles correcciones en los precios y el impacto que lo anterior tendría para el consumo privado y el crecimiento de dichas economías y el mundo en general (Parrado, Cox, & Fuenzalida, 2009).

Por otra parte, desde un punto de vista de la teoría económica relacionada a la vivienda, ésta ha sido segmentada en distintos subtemas. Un primer grupo de estudios se relaciona a la decisión de un consumidor respecto a comprar o arrendar una vivienda. Otro grupo de investigaciones analiza el precio de la vivienda en función de su localización y la evolución esperada del precio futuro y de qué forma afecto lo anterior a la valuación de la riqueza. Un tercer enfoque considera a la vivienda como un activo alternativo a los activos financieros para un inversor típico que enfrenta incertidumbre a la hora de tomar sus decisiones. Finalmente otros autores se enfocan en el grado de asociación existente entre la oferta de viviendas y su precio en función del costo del suelo y su relación con el capital, sus costos de urbanización y la elasticidad precio de la oferta a corto y largo plazo (Coremberg, 2000).

En función de los antecedentes expuestos podemos afirmar que un análisis de la evolución de precios de las viviendas no es sólo relevante para el entendimiento de los



sectores inmobiliario y construcción, sino también para una comprensión global de las dimensiones social y financiera de una economía; en lo concreto, el análisis de la evolución de precios es una herramienta que permite comprender los determinantes de la solvencia del sistema financiero. En la próxima sección vienen a presentarse las intrínsecas relaciones existentes entre el mercado inmobiliario, la macroeconomía de un país y la estabilidad de su sistema financiero.

3.2 Mercado inmobiliario, sus efectos en macroeconomía y estabilidad financiera.

Tal como ha sido señalado anteriormente, existe una estrecha relación entre sector inmobiliario, la macroeconomía de un país y la estabilidad financiera del mismo (Parrado, Cox, & Fuenzalida, 2009), en las próximas líneas se presentan los principales aspectos que determinan este vínculo:

1. **Efectos en estabilidad macroeconómica:** La deuda hipotecaria desempeña un papel clave en la evolución de la demanda agregada y en la transmisión de la política monetaria. Se debe mencionar que una mayor deuda hipotecaria implica que los hogares se encuentran más expuestos a las variaciones en la tasa de interés, de este modo un aumento inesperado en dichas tasas podría aumentar la carga financiera de los hogares y elevar el costo de los créditos hipotecarios, reduciendo de este modo el consumo y la demanda agregada. En segundo término, cuanto mayor es la deuda, más sensible es el consumo de los hogares a la evolución del empleo, los tipos de interés y los ingresos. Por último, la deuda hipotecaria o la tenencia de bienes inmuebles tiene un efecto importante sobre el consumo a través de cambios en la riqueza inmobiliaria de los hogares; cuando el valor de una vivienda aumenta, el hogar puede extender su deuda usando la



apreciación de la vivienda como garantía para financiar el consumo de otros bienes.

2. **Efectos en estabilidad financiera:** Existen muchos mecanismos a través de los cuales el sector de la vivienda es importante para el sistema financiero y su estabilidad. El primero que vale la pena mencionar opera directamente a través del financiamiento a los compradores y vendedores de viviendas. Otros mecanismos, menos directos, incluyen el riesgo de pago anticipado y el impacto de las variaciones de los precios inmobiliarios en los coeficientes de adecuación de capital de los bancos. Cuanto mayor sea la deuda hipotecaria, mayor será la exposición de las perspectivas financieras de los hogares a los cambios en las tasas de interés y al desempeño del mercado de trabajo. Este mecanismo aumenta tanto la exposición del sector bancario como el riesgo de incumplimiento.

Las relaciones presentadas son claramente aplicables al sector inmobiliario chileno, por una parte la vivienda es el principal componente de la riqueza familiar de los hogares y por otro lado la banca presenta una exposición al sector por partida doble, en primer lugar a través de los créditos hipotecarios que entrega a compradores de una vivienda y en segundo término mediante las colocaciones a empresas constructoras e inmobiliarias para el desarrollo y construcción de nuevos proyectos.

3.3 Mercado inmobiliario en Chile.

Luego de haber presentado un panorama general de la industria inmobiliaria y su relación con la macroeconomía y la estabilidad financiera, se presenta a continuación una mirada



focalizada en el mercado inmobiliario chileno, estableciendo especial énfasis en las variables relevantes que vienen a configurar el mismo.

Es posible afirmar que en Chile, como en muchos otros países en el mundo, la vivienda constituye el principal componente de la riqueza de las familias y representa el principal colateral de los préstamos otorgados por el sistema financiero. Consecuentemente con lo anterior, las fluctuaciones en los precios de las viviendas influyen de forma significativa las decisiones de inversión y consumo de los propietarios de activos inmobiliarios, afectando su posición financiera y la de las instituciones que otorgan créditos hipotecarios (Parrado, Cox, & Fuenzalida, 2009); en relación a este último punto cabe destacar que a diciembre del año 2016 la exposición bancaria a los créditos hipotecarios representó un 67% de la deuda total de los hogares (considera colocaciones para la vivienda y colocaciones para consumo), del mismo modo los créditos hipotecarios otorgados por la banca correspondían al 28% de las colocaciones totales del sistema (Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras, s.f.). A nivel de hogares, a diciembre de 2016 el endeudamiento hipotecario promedio de los hogares, como porcentaje del ingreso disponible, alcanzó un 39,2%, incluyendo créditos hipotecarios banca y no banca (Banco Central de Chile, 2017).

A continuación se presentan las principales variables que vienen a caracterizar el mercado de la vivienda en Chile, en primer lugar se presentan antecedentes relacionados a la oferta y la demanda y posteriormente se establece un exhaustivo análisis respecto a las series índices de precios de viviendas disponibles en Chile.

3.3.1 Oferta de viviendas.

La oferta agregada a nivel nacional, definida esta como el universo de viviendas disponibles para la venta en cada momento del tiempo, incluyendo casas y



departamentos, se ha mostrado creciente a lo largo de los últimos años, pasando de 71.800 unidades en el primer trimestre del 2010 a más de 101.000 en el primer trimestre del año 2017 (Figura 1). Ahora bien, es posible afirmar que la tasa de crecimiento de la oferta de departamentos es bastante más elevada que la de casas, un 5,5% anualizado para los departamentos en comparación con un 2,7% para las casas, con un promedio general del 5,0% para el conjunto de viviendas a nivel nacional.



Figura 1: Serie trimestral de Oferta viviendas en unidades a nivel nacional, periodo primer trimestre 2010 a primer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

Por otro lado, en el Gran Santiago se observa un comportamiento similar al presentado a nivel nacional (Figura 2), con un crecimiento dinámico en los últimos siete años pasando de 40.300 unidades ofertadas en el primer trimestre del año 2010 a 57.300 en el primer trimestre del año 2017, con una tasa de crecimiento anualizada global, incluyendo casas y departamentos, del 5,2%; muy levemente superior a la tasa crecimiento nacional. Por otra parte se observa también un crecimiento con mayor pendiente para el segmento de los departamentos con un 5,6% en comparación al 2,9% de las casas.

Oferta Viviendas Gran Santiago. 2010-2017

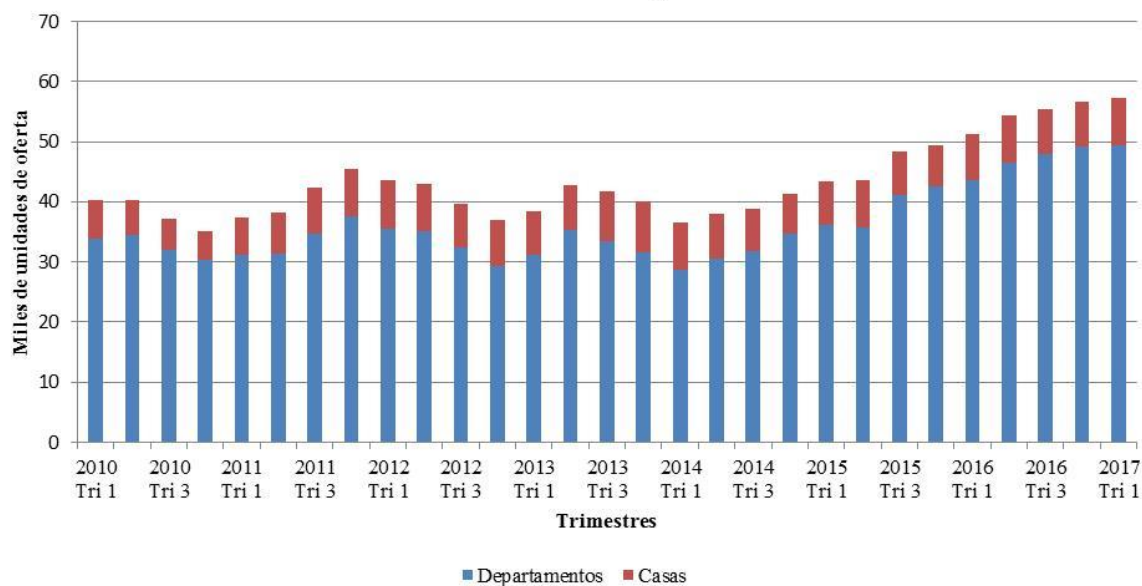


Figura 2: Serie trimestral de Oferta viviendas en unidades en el Gran Santiago, periodo primer trimestre 2010 a primer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

Una variable asociada a la predicción de la oferta corresponde a la cantidad de viviendas incorporadas en permisos de edificación solicitados, podemos observar (Figura 3) que este número ha aumentado a través de los últimos años, pasando de 96.000 unidades en el año 2010 a 115.400 unidades en el año 2016, con un claro pick en el año 2015 con 179.400 unidades en permisos de edificación solicitados. También se aprecia en Figura 3 como los metros cuadrados promedio por vivienda han aumentado significativamente, si en el año 2010 la vivienda promedio en Chile de acuerdo a permisos solicitados era en torno a los 65 metros cuadrados, en el año 2016 y los cinco primeros meses del año 2017 este número alcanza los 80 metros cuadrados por vivienda.

Número de viviendas y metros cuadrados promedio por vivienda en permisos de edificación nivel país. 2010-2017

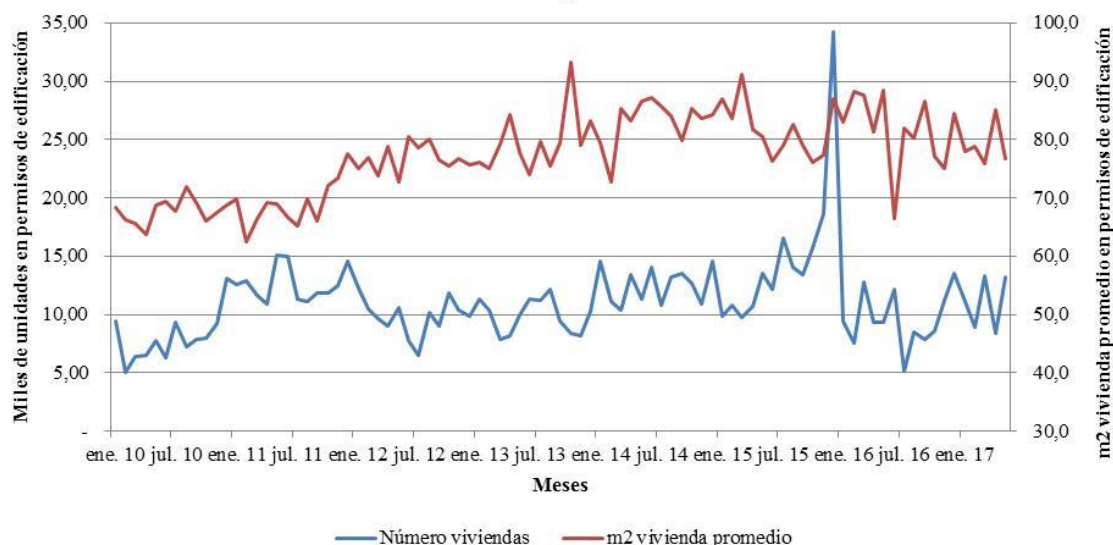


Figura 3: Serie mensual de viviendas en permisos de edificación y metros cuadrados promedio por vivienda nivel país, periodo enero 2010 a mayo 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

3.3.2 Venta de viviendas.

Las ventas de viviendas se definen como aquellas promesas de compra venta¹ firmadas en cada momento del tiempo, se aprecia claramente que la serie de datos es bastante más volátil que la oferta analizada anteriormente (Figura 4), sin embargo puede desprenderse lo siguiente para las ventas de viviendas a nivel nacional:

1. Las ventas de departamentos muestran una tasa anualizada creciente del 10,3% para el periodo 2010-2017, con ventas que pasaron de 5.500 unidades el primer trimestre del año 2010 a 10.900 unidades en el primer trimestre del 2017.
2. La venta de casas muestra una tasa de crecimiento negativa en el periodo analizado, pasando de 3.900 unidades transadas en el primer trimestre del año 2010 a 3.300 unidades en el primer trimestre del 2017.

¹ Una promesa de compraventa es un precontrato que obliga a cada una de las partes involucradas a realizar la compraventa en una fecha futura y de acuerdo a ciertos términos de negociación, estableciendo adicionalmente multas que se aplican si una de las partes no cumple las condiciones pactadas.

3. A nivel global, la tasa de crecimiento anualizada de las ventas es del 6,1%, observándose un claro pick de ventas en el año 2015, lo anterior se debe al impacto de la Reforma Tributaria llevada a cabo por el Gobierno de Michelle Bachelet en el sentido de gravar a la industria inmobiliaria con el Impuesto al Valor Agregado, este hecho anticipó la decisión de inversión muchos agentes del mercado que buscaron adquirir viviendas no gravadas.

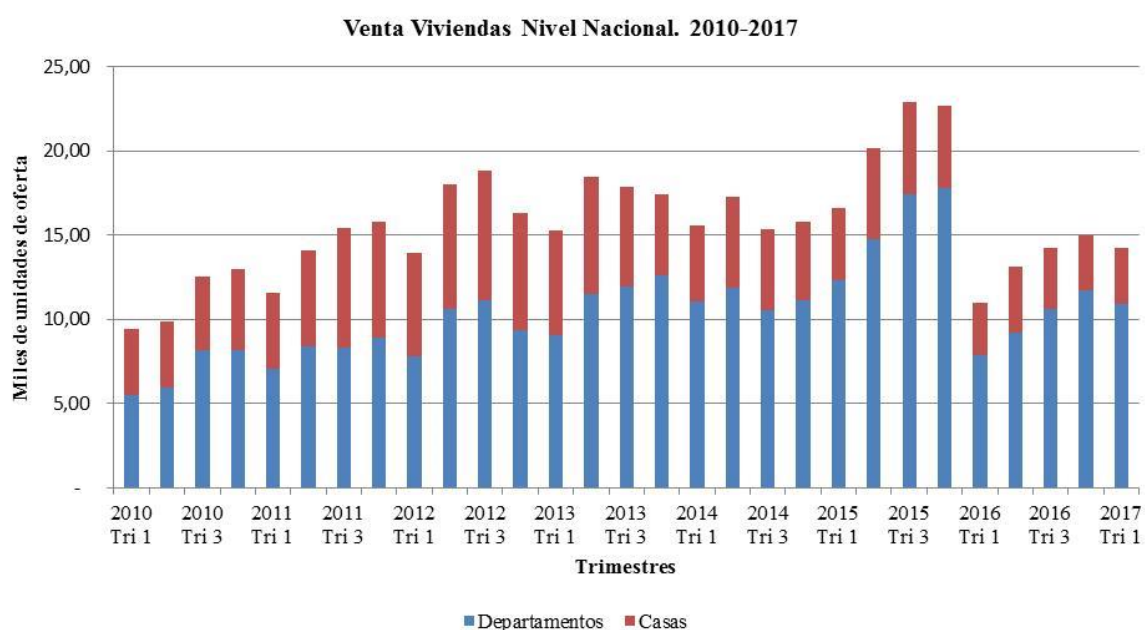


Figura 4: Serie trimestral de venta viviendas en unidades a nivel nacional, periodo primer trimestre 2010 a primer trimestre 2017 (Fuente: Cámara Chilena de la Construcción)

Por otro lado, a nivel del Gran Santiago se aprecian idénticos fenómenos que los identificados a nivel nacional, con una tasa creciente en torno al 10% para los departamentos y una tasa decreciente para el segmento de las casas, el volumen transado alcanzó las 7.300 unidades el primer trimestre del año 2017 y las 27.400 unidades en el año 2016, con un pick histórico de ventas en el año 2015 donde se transaron 44.000 unidades totales (Figura 5).

Venta Viviendas Gran Santiago. 2010-2017

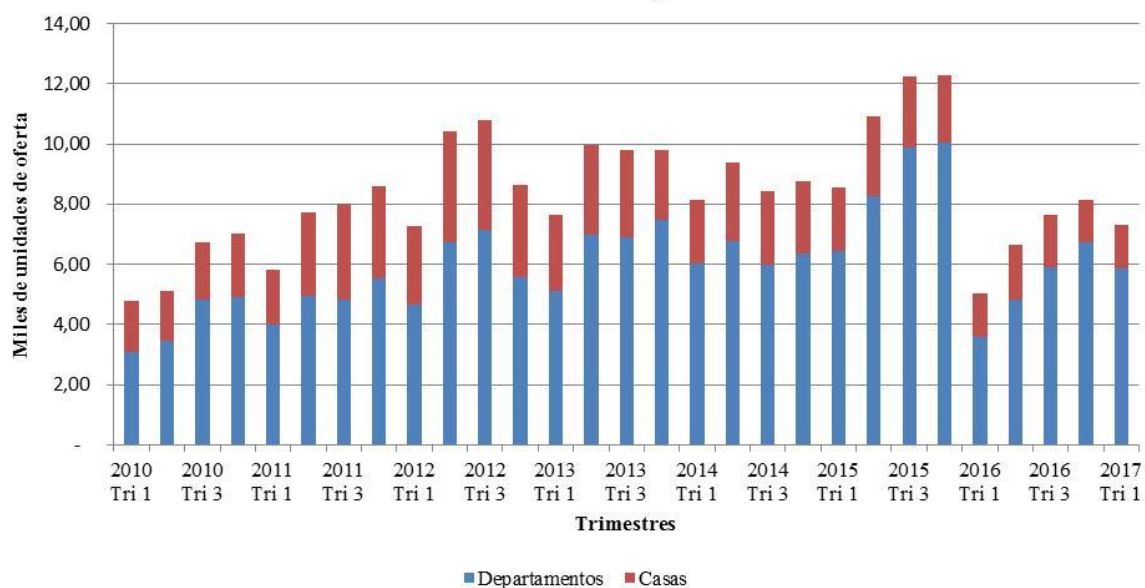


Figura 5: Serie trimestral de venta viviendas en unidades Gran Santiago, periodo primer trimestre 2010 a primer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

3.3.3 Evolución de precios.

Los primeros esfuerzos para estimar un índice de precios de viviendas fueron realizados a inicios de los años noventa por un estudio que utilizó los precios hedónicos para viviendas de la comuna de Ñuñoa entre 1975 y 1989 (Morandé, 1992). La fuente de información sobre precios se obtuvo de la sección Avisos Económicos del Diario el Mercurio y se identificaron dos problemas centrales en dicha investigación: se trataba de precios de oferta y no necesariamente transados, por otra parte la información no sólo reflejaba el valor intrínseco del activo, sino también el valor de cualquier otro bien agregado a dicho activo (Morande & Soto, 1992).

Actualmente la evolución de precios en la industria inmobiliaria chilena es principalmente medida y analizada a través de dos grupos de índices, el primero elaborado por la Cámara Chilena de la Construcción y el segundo por el Banco Central de Chile, a continuación se caracteriza y analizan cada uno de ellos.



3.3.3.1 *Índice Real de Precios de Viviendas Nuevas para el Gran Santiago elaborado por la Cámara Chilena de la Construcción (IRPV).*

Es un set de índices de precios para viviendas nuevas en el Gran Santiago, elaborados en base a la metodología de los precios hedónicos. La metodología de los precios hedónicos justifica su utilización en el entendido de que a diferencia de la mayoría de los bienes económicos, las viviendas presentan una gran diversidad de atributos físicos, funcionales, de localización y de durabilidad, a la vez entregan una gama de servicios como confort, seguridad, cercanía al punto de trabajo y transporte que las hacen prácticamente únicas e irrepetibles. Si a todo ello se le agrega su doble condición de bien de consumo e inversión, se entiende mejor por qué difieren significativamente de las típicas mercancías y las razones por las que, para capturar de forma confiable sus movimientos puros de precios, deben aislarse cuidadosamente sus variables cualitativas y los posibles efectos sobre las estimaciones (Desormeaux & Piguillem, 2003).

La estimación de los índices se divide en varias etapas. En primer lugar, la información sobre los inmuebles proviene de las encuestas mensuales de promesas de compra venta reportadas por las empresas socias de la Cámara Chilena de la Construcción; se cuenta con información desde el año 1994 para cada tipo de inmueble, casa o departamento, segmentado lo anterior en cuatro zonas dentro del gran Santiago: Santiago Centro, Norponiente, Nororiente y Sur. En segundo lugar se estima una ecuación del tipo log-log con variables dummy para el intercepto y la pendiente. La variable dependiente del modelo es el precio firmado en la promesa, mientras que las variables explicativas son la superficie útil y su ubicación. Una vez obtenidos los



parámetros de interés se calculan los índices de precios del tipo Laspeyres y Paasche ². El índice final con el que se calculan las variaciones de precios corresponde a un índice tipo Fisher, que resulta de promediar geométricamente los índices de Laspeyres y Paasche. Finalmente estos índices para cada tipo vivienda y zona se indexan con base en el año 2004 y con el objetivo de suavizar se calculan promedios móviles trimestrales (Idrovo & Lennon, 2011)

En diciembre de 2015 (Lozano, 2015) se realizó una mejora metodológica al índice la cual consistió en ampliar la cantidad de atributos que determinan el precio del inmueble, en concreto se añadió en la ecuación el número de dormitorios y baños como variables explicativas. En segundo lugar se aumentó el tamaño muestral mediante la utilización de muestras móviles de tres meses y finalmente se incorporaron nuevas comunas de la Región Metropolitana de Santiago para mejorar la representatividad del índice.

En las series del Índice Real de Precios de Viviendas para los productos departamentos y casas (Figura 6) se aprecia como ambas han crecido a través de los últimos años con una tasa promedio anual del 7%. Cabe señalar que la serie considera precios reales, es decir sin incluir los efectos inflacionarios, por lo tanto, asumiendo una inflación en torno al 3% anual podemos señalar que los incrementos de precios rondarían en torno al 10% anual.

² El índice de Laspeyres considera el promedio ponderado de los precios relativos y utiliza los valores de períodos anteriores como ponderaciones. Por otro lado, los índices de Paasche son recíprocos a los de Laspeyres ya que utilizan los valores de los períodos posteriores como ponderaciones.

Índice Real Precios de Viviendas por tipo producto. Región Metropolitana 2004-2017

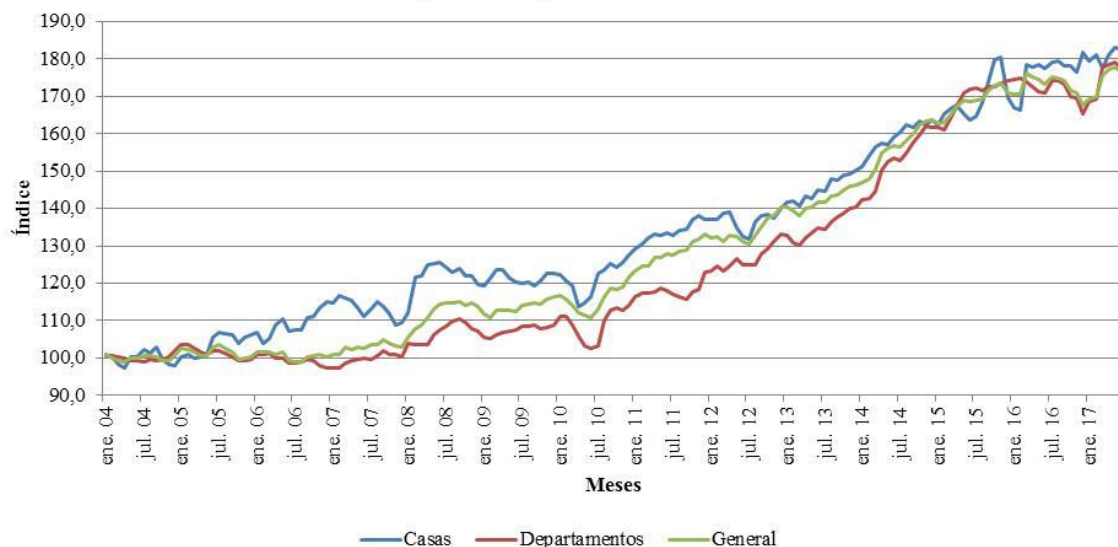


Figura 6: Serie mensual Índice Real Precios Viviendas por tipo producto para Región Metropolitana, periodo enero 2004 a junio 2017
(Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

3.3.3.2 *Índice de Precios de Viviendas elaborado por el Banco Central de Chile (IPV).*

Se elabora sobre la base de registros administrativos innominados del Servicio de Impuestos Internos correspondientes a transacciones efectivas de viviendas nuevas y usadas cubriendo todo el territorio nacional. El método empleado es de estratificación o de ajuste mixto, y responde a las características de la información disponible en Chile y a la revisión de las mejores prácticas internacionales. El método se basa en medir las variaciones de precio de diferentes tipos de viviendas, separando la muestra en grupos de acuerdo a ciertas características como precio, ubicación geográfica y tamaño, de este modo se controla por cambios en la composición de viviendas vendidas entre periodos, pero no dentro de cada grupo. Por otra parte la ventaja frente al método hedónico, utilizado por la Cámara Chilena de la Construcción para el diseño de su índice, radica en que el nivel de especificidad de los datos no es alto, siendo solo necesaria la información



para identificar y separar los distintos grupos, otra gran ventaja de este método es la sencillez del cálculo, ya que no se requiere ningún modelo de regresión. Sin embargo, es necesario contar con estratos muy detallados, para realmente realizar un buen ajuste de calidad, a su vez requiere un número mínimo de viviendas de cada estrato por periodo para que el precio medio sea significativo (Gila & Novás, 2012).

En la confección del índice se consideraron 14 grupos que combinan: siete zonas geográficas (zonas norte, centro sin considerar Región Metropolitana, sur y Región Metropolitana segmentada en oriente, poniente, centro y sur) y dos tipos de viviendas: casas y departamentos. El índice general de precios de vivienda combina el promedio simple del indicador de precios de cada grupo — Unidades de Fomento por metro cuadrado— usando como ponderadores los metros cuadrados transados el año anterior (Banco Central de Chile, 2014).



Figura 7: Serie trimestral Índice Precios Viviendas por tipo producto nivel país, periodo primer trimestre 2004 a cuarto trimestre 2016 (Banco Central de Chile)



El Índice de Precios de Vivienda del Banco Central de Chile por tipo de vivienda, arroja un comportamiento creciente, pero con una tasa más baja que la presentada a nivel del Gran Santiago, la tasa promedio anual para la serie trimestral comprendida entre los años 2004 y 2016 alcanza el 4,9%, con un crecimiento del 5,1% para el producto casas y un 4,7% para departamentos (Figura 7).

A nivel geográfico (Figura 8) el mayor crecimiento en cuanto a precios lo ha presentado la zona norte, con una tasa anualizada del 6,9%; por otra parte la Región Metropolitana ha presentado un crecimiento del 5,2% anual y las zonas sur y central una tasa del 4,1%.

Dentro de la Región Metropolitana (Figura 9) se aprecia que las mayores tasas de crecimiento de precios las presentan las zonas Oriente y Poniente, con un 5,3% anualizado, por otra parte el menor crecimiento se presenta en las zonas Centro y Sur con un 4,8%.

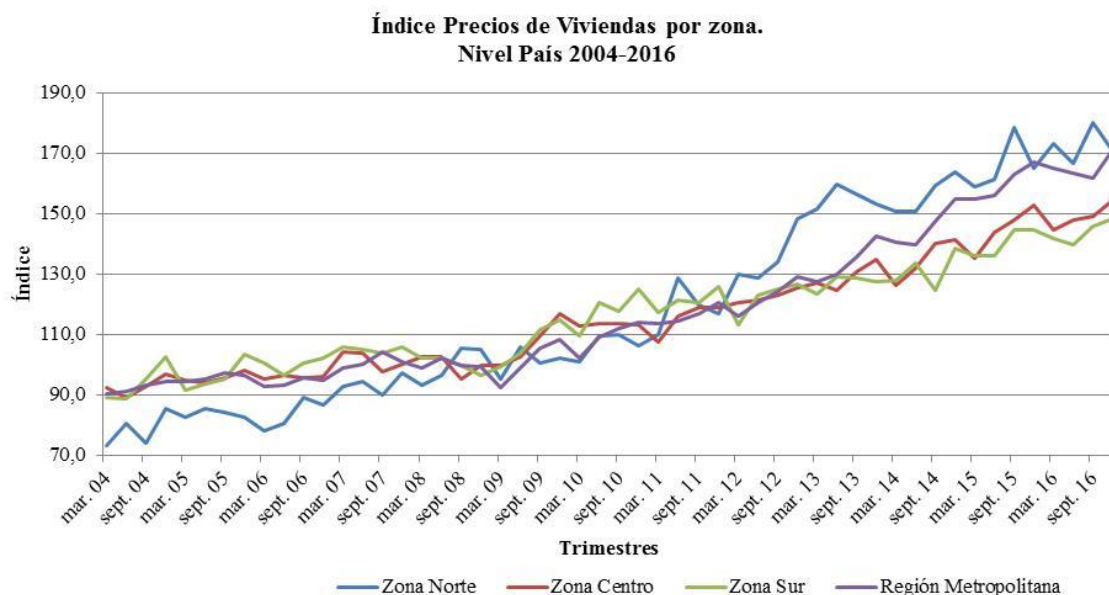


Figura 8: Serie trimestral Índice Precios Viviendas por zonas a nivel país, periodo primer trimestre 2004 a cuarto trimestre 2016 (Banco Central de Chile)

Índice Precios de Viviendas por sub zonas. Región Metropolitana 2004-2016

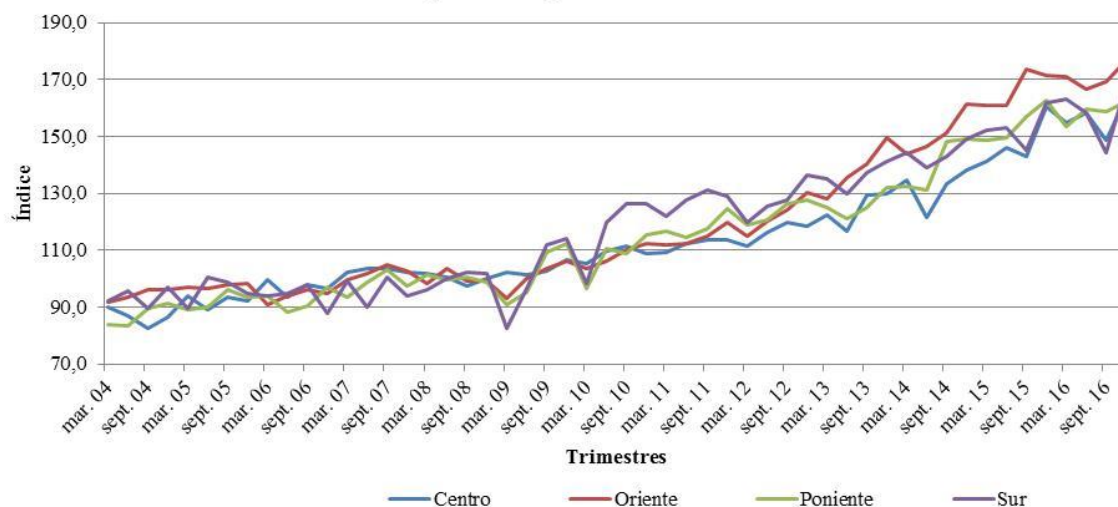


Figura 9: Serie trimestral Índice Precios Viviendas en sub zonas Región Metropolitana, periodo primer trimestre 2004 a cuarto trimestre 2016 (Banco Central de Chile)

A la vista de los antecedentes es posible concluir que el mercado inmobiliario chileno ha presentado un comportamiento dinámico, con una oferta creciente a través de los últimos años y un aumento sostenido en el nivel de precios, este dinamismo ha ido acompañado de bajas tasas de interés, que facilitan el acceso a créditos hipotecarios, y un crecimiento del ingreso disponible (Parrado, Cox, & Fuenzalida, 2009).

3.4 Estudios econométricos en el mercado inmobiliario.

En el presente apartado se exponen diversas investigaciones realizadas en el ámbito de la econometría aplicada a la industria inmobiliaria, dichos estudios han sido realizados en diversos países incluyendo a Chile. Se establece un especial énfasis en las bases metodológicas utilizadas, el problema planteado y las conclusiones desarrolladas.

En un trabajo realizado en el año 2000 para el centro urbano de la República Argentina (Coremberg, 2000) se estableció un análisis que buscaba determinar la posible correlación entre la evolución del precio de la vivienda y sus principales determinantes, las cuales fueron



definidos como el costo real de construcción de las viviendas, la tasa de interés real pasiva y el Índice de Valor de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. Conociendo la información de estadísticas sectoriales se procedió a estimar un modelo econométrico que explicara la evolución a largo plazo del precio real de la vivienda, la metodología empleada incluyó un análisis de estacionariedad de las variables y una prueba de cointegración de las mismas. Los resultados de la investigación confirmaron la hipótesis de que el precio real de las viviendas se encuentra inversamente determinado por la tasa de interés real pasiva y el Índice de Valor de la Bolsa de Buenos Aires a precios constantes, en tanto que se relaciona directamente con el costo de construcción a largo plazo. Por otra parte se constató adicionalmente que a corto plazo hay cierta correlación entre el precio de las viviendas e indicadores anticipados de la demanda, como el volumen de créditos hipotecarios otorgados o el ingreso corriente, del mismo modo los indicadores anticipados de la oferta, permisos de edificación y el indicador de la demanda de materiales, también presentan una correlación elevada con el precio real.

Un estudio llevado a cabo en el Principado de Asturias (Díaz, Llorente, Lafuente, & Galguera, 2002) cuyo objetivo era modelar econométricamente los factores que explican el comportamiento de la función de demanda de vivienda para el periodo 1980-1997 se utilizó el modelo de los mínimos cuadrados ordinarios, de los resultados del estudio se aprecia que las variables renta real per cápita, stock de viviendas, factores demográficos y tasa de rendimiento como activo de inversión, constituyen importantes determinantes del precio real de la vivienda. Por otra parte a nivel muestral queda demostrado que las variables tasa de rendimiento en vivienda elevada al cubo, tipo de interés nominal retardado en un periodo y viviendas en construcción no son estadísticamente significantes para mejorar la especificidad del modelo. Finalmente si se considera el Producto Interno Bruto como un indicador del comportamiento agregado de la economía, es posible analizar la influencia que ejercen las expectativas económicas en el comportamiento del modelo, constituyendo un regresor



relevante en la especificidad del modelo, sin embargo este presenta una alta colinealidad con la variable renta real con alto nivel de correlación entre ambas.

Otro trabajo llevado a cabo en España en el año 2002 a través de la metodología de mínimos cuadrados ordinarios concluye que la variable que presenta el mayor efecto sobre la variación de precios en las regiones españolas es la renta disponible per cápita, por otro lado el stock de capital residual también muestra un efecto significativo, aunque de signo contrario a la renta. El costo de uso de la vivienda también manifiesta su influencia en los precios, lo cual indica que los costes de financiación influyen en el comportamiento de la demanda, y además que el motivo inversión ha debido jugar un papel importante en el periodo analizado en las decisiones de adquisición de viviendas (López, 2002).

Por otro lado, también en España, en un trabajo del año 2015 se desarrolló un modelo econométrico del mercado residencial con la finalidad de prever la evolución futura de los precios del sector. A diferencia de los otros modelos mencionados anteriormente, la propuesta presentada no solo incorpora un acercamiento que combina el enfoque extrínseco, que utiliza variables independientes para la estimación de los precios de los inmuebles, y el enfoque intrínseco, el cual a partir de series históricas estima las evoluciones futuras; sino que también incorpora criterios de la Escuela Conductual; esto último con fin de detectar episodios de exuberancia irracional, es decir las fases del ciclo económico donde el precio dista en forma significativa del valor fundamental debido a causas psicológicas de tipo eufórico o depresivo. El modelo econométrico así descrito presenta una expresión analítica que responde a la suma de tres funciones: la función de tendencia, la función cíclica y la función conductual. La función de tendencia presenta como principales variables explicativas: la ocupación laboral, el número de viviendas iniciadas, el ratio precio vivienda/renta bruta por hogar, la estimación de la cantidad de viviendas y la tasa de interés para los créditos de viviendas. Esta función de tendencia se superpone con una función de



ciclo de tipo senoidal con un periodo de dieciséis años. Finalmente la función conductual es el producto de una función condicional (Behavioral Conditional Function) que determina el inicio de un eventual periodo de exuberancia irracional, así como su signo (euforia o depresión) por la función que describe el impacto del episodio de exuberancia irracional (Behavioral Descriptive Function). La función conductual se activa, en consecuencia, de acuerdo con la detección de alteraciones significativas en los parámetros psicológicos susceptibles de afectar el sector inmobiliario (Roig, Gras, & Soriano, 2015).

Un estudio llevado a cabo en China en el año 2012 (Li & Chiang, 2012) examinó los factores que sustentan la escalada de precios de bienes inmobiliarios en dicho país desde 1998 a 2009 sobre una base mensual. El análisis de cointegración muestra un equilibrio a largo plazo entre el precio de los bienes raíces y la inflación, el precio de la vivienda y el Producto Interno Bruto, pero no entre el precio de la vivienda y la venta de la tierra. A través del test de Granger, el cual consiste en comprobar si los resultados de una variable sirven para predecir a otra variable en forma unidireccional o bidireccional; se aprecia una causalidad positiva bilateral entre la inflación y el precio de los bienes inmuebles, indicando que los bienes inmuebles son una cobertura eficaz contra la inflación dados los vehículos de inversión limitados en China. Sin embargo, el Producto Interno Bruto no es causal con el precio de los inmuebles, lo que indica ganancia personal no se coloca al nivel de ganancia nacional en China. Tampoco hay un efecto de retroalimentación de los precios de los inmuebles al Producto Interno Bruto, lo que indica que la apreciación del precio de la vivienda no da lugar a una ganancia de capital inmediata, es decir, comportamiento especulativo en la compra de vivienda. Además, la falta de relaciones de cointegración entre el precio de los bienes inmobiliarios y la venta de tierra es probablemente causada por las políticas reguladoras y restrictivas en el suministro de tierras. En resumen, es posible señalar



que el precio de bienes raíces de China es impulsado por factores tanto económicos como institucionales.

Un estudio aplicado para 18 países pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos realizado en el año 2013 busca establecer los factores que determinan los precios de la vivienda utilizando las técnicas de cointegración y corrección de errores. Esta investigación se motivó por la explosión de burbujas inmobiliarias en varios países desarrollados y el énfasis está dado por aquellas variables que están relacionadas con las políticas monetarias y fiscales, también se consideró el impacto de la demografía y el sector externo con el fin de generalizar un modelo nacional de precios de la vivienda. De las conclusiones del estudio se desprende principalmente lo siguiente (Arestis & González, 2013):

1. Que el elemento cuyo impacto es más fuerte es el ingreso real disponible, que ejerce un efecto positivo considerable en todos los países.
2. Que las líneas de crédito y las hipotecas de alto riesgo estaban contribuyendo al desarrollo de burbujas en el mercado de la vivienda, especialmente en Estados Unidos.
3. Que existe un efecto muy significativo que surge de la evolución de la población. Específicamente, a saber, el aumento de los flujos de inmigrantes a corto plazo y el crecimiento natural de la población a largo plazo, ejercen un efecto positivo y fuerte sobre los precios de la vivienda.
4. Que el papel de la inversión residencial es mucho más evidente a corto plazo que a largo plazo. Hay un impacto positivo en el corto plazo, mientras que el signo es lo contrario en el largo plazo.



5. Que la política monetaria es una herramienta importante para controlar los precios de la vivienda a través de dos canales: el crédito y la tasa hipotecaria. La tasa de interés de los préstamos para vivienda ralentiza la evolución de los precios de la vivienda.
6. Que la política fiscal no puede ser ignorada ya que el impuesto sobre la propiedad ejerce un efecto negativo sobre los precios de la vivienda debido a que puede modificar el comportamiento de los hogares y reduce la demanda de vivienda. Además, el sector público puede influir en el ingreso real disponible a través de cambios en los impuestos y el gasto público.
7. Que el deterioro de la cuenta corriente provoca un aumento de los tipos de interés para atraer flujos de capital. Esto permite financiar la deuda externa, ya que tiene lugar un alza de la tasa hipotecaria, que frena el alza de los precios de la vivienda.
8. Que el aumento del desempleo crea expectativas negativas para el sector bancario, que endurecen las normas de crédito y su presencia altera la adquisición de viviendas, ya que los hogares modifican su comportamiento, es decir, son más reacios a comprar y algunos de ellos están obligados a vender sus propiedades.

A través del análisis de un conjunto de datos de panel de 62 áreas metropolitanas de Estados Unidos en el periodo 1979-1995 se exploró la dinámica de los precios reales de la vivienda mediante la estimación de la correlación serial y los coeficientes de reversión a la media. Las variables que se analizaron como explicativas del precio de las viviendas fueron población, ingreso personal, costos reales de construcción, un índice de oferta de terreno, un índice de precios al consumidor, tasas hipotecarias, tasas de impuestos a la propiedad y tasas de impuestos a la renta (Capozza, Hendershott, Mack, & Mayer, 2002).

Un trabajo realizado para nueve economías del Asia Pacífico (Glindro, Subhanij, Szeto, & Zhu, Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies, 2011) examinó la evolución de precios de viviendas con el objetivo de establecer las variables que determinan



los valores fundamentales y la dinámica de corto plazo de los mismos, adicionalmente indagó en el impacto de los factores institucionales que afectan en los movimientos de precios y de qué forma se puede establecer la existencia de una burbuja de precios. La metodología usada se basó en el trabajo de Capozza et al. (2002) analizado anteriormente, entre las series incluidas en el estudio se incluyeron Producto Interno Bruto, población, un índice de costo de construcción, un índice de oferta de tierra, proporción de crédito hipotecario a Producto Interno Bruto, tasas de hipoteca reales, tasas de cambio efectivas reales, un índice de precios de acciones y cuatro índices denominados como institucionales: el índice de libertad empresarial, el índice de libertad financiera, el índice de corrupción y el índice de derechos de propiedad. Del análisis de resultados de la investigación cabe destacar que los índices institucionales incluidos en el análisis resultaron significativos y positivamente relacionados a los precios, sugiriendo que mejoras en el ambiente de negocios facilita el aumento de transacciones y ejerce un impacto positivo en los precios de las viviendas.

Un estudio publicado en el año 2015 en Chile (Silva & Vio, 2015) analiza los precios de viviendas utilizando un modelo de forma reducida para la oferta y la demanda de viviendas, el cual incluye variables macroeconómicas que explican su comportamiento. Se estudia el impacto de largo plazo y la dinámica de corto plazo de variables macroeconómicas aplicando un modelo de cointegración y corrección de errores. La variable dependiente en el estudio es el índice de precios de viviendas de Chile computado por el Banco Central de Chile, en tanto las variables explicativas son el ingreso disponible, la tasa de interés de largo plazo y los costos de edificación. Se concluye del estudio que todas las variables resultan ser significativas, excepto los costos de edificación, por lo anterior se separan dichos costos entre salarios y materiales, resultando solo el costo de los salarios significativo para el modelo. Los autores señalan que desde una perspectiva de política, este enfoque es sumamente útil para los macroeconomistas, quienes podrían incorporar las lecciones de este modelo de



precios de viviendas en los modelos macroeconómicos más generales. Otra conclusión importante, la cual se desprende del testeo de la estabilidad de los parámetros, es que los modelos de equilibrio de largo plazo requieren de series de tiempo más largas que las disponibles actualmente para obtener parámetros que no dependan del período muestral usado en la estimación, por lo tanto se recomienda que en futuras investigaciones se considere alargar las series de precios de vivienda (el periodo analizado en el estudio abarca desde el año 2002 hasta el 2013) e incluir más variables explicativas en el modelo. Una investigación realizada anteriormente en el año 2012 para cuatro países de Latinoamérica (Chile, Colombia, México y Perú) había utilizado una metodología similar (modelo de cointegración y corrección de errores), pero había establecido como determinantes del equilibrio de precios para la vivienda para nuestro país las variables ingreso per cápita, total población y tasa de interés hipotecaria; en lo general se concluyó que los precios en Chile se alineaban adecuadamente a sus fundamentos (Cubeddu, Tovar, & Tsounta, 2012). En esta misma línea un trabajo desarrollado por investigadores de la Cámara Chilena de la Construcción (Idrovo & Lennon, 2013) cuyo objetivo era comprobar la existencia de burbujas inmobiliarias en el índice real de precios de viviendas nuevas del Gran Santiago utilizó el análisis de cointegración entre el indicador y sus variables fundamentales, considerando en este caso la tasa promedio de letras hipotecarias a un plazo mayor que 20 años, índice de remuneraciones reales, costo de mano de obra del sector construcción y el desempeño del mercado bursátil (IPSA); se concluye de este estudio que la evolución de largo plazo del índice se condice con la observada en sus variables fundamentales y que a través del modelo de corrección de errores el nivel de precios tiende a ajustarse gradualmente hasta armonizarse con la dinámica de sus fundamentos.

En un estudio previo del año 2009 también se revisan los factores que determinan la dinámica de los precios inmobiliarios en Santiago de Chile, los resultados señalan que



alrededor de 70% del aumento observado en los precios entre 1990 y el 2007 se asocia a variables macrofinancieras (el ingreso familiar y el ingreso agregado), por otra parte se concluye que entre 69 y 71% del nivel de precios de viviendas obedece a determinantes relacionados con atributos de la propiedad (Sagner, 2011).

Se aprecia que existe una amplia batería de investigaciones relacionadas al análisis de precios en la industria inmobiliaria, variada en cuanto a metodología y alcance, gran parte de las investigaciones incluyen principalmente variables macroeconómicas como explicativas de la dinámica de precios de las viviendas, la presente investigación incorporará adicionalmente variables que no necesariamente sean de tipo macroeconómico; por otro lado, además de establecer un análisis entre grupos de productos (casas-departamentos), el presente estudio establecerá un análisis comparativo entre zonas geográficas en función de la zonificación establecida para el índice de precios que se seleccione.

CAPÍTULO 4: BASE METODOLÓGICA

Para la construcción del modelo en primer lugar se consideraran los determinantes macroeconómicos que determinan la oferta y demanda en el mercado de viviendas y posteriormente se incorporar variables de otra naturaleza que complementen el modelo general de equilibrio de precios de viviendas.

4.1 Variables macroeconómicas para modelo de equilibrio de precios.

Los cambios en condiciones macroeconómicas, tales como variaciones en suministro de dinero, producción industrial o tasas de interés afectan los precios de las viviendas con un rezago que dependerá de la velocidad de los mecanismos de transmisión. Tal velocidad de transmisión es fuertemente influenciada por la eficiencia del marco institucional, como asimismo por la disponibilidad de tierra, las regulaciones particulares de cada zona o región y la velocidad de los procesos administrativos. En un trabajo realizado por Adams y Füs (2010) para 15 países en un periodo de 30 años se identificaron las siguientes tres variables como las de mayor relevancia en este contexto:

1. **Actividad económica:** un incremento en la actividad económica (AE), a través de por ejemplo un aumento del empleo o la producción industrial, incrementa la demanda por espacios (D) y desplaza la curva de demanda hacia la derecha. Dado que el stock de viviendas no puede ser modificado en el corto plazo, las rentas (R) se incrementan, llevando a un consecuente aumento de precios (P) en el mercado. Lo anterior podría expresarse en términos diferenciales de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P}{\partial AE} = \frac{\partial R}{\partial D} \cdot \frac{\partial D}{\partial AE} \quad (1)$$



En general se representa a la actividad económica de muchas formas, pero las más comunes corresponden al Ingreso Nacional Disponible y al Producto Interno Bruto.

2. **Tasa de interés de largo plazo:** Una tasa de interés a largo plazo más alta (i) aumenta el rendimiento de otros activos de renta fija, como los bonos en relación con el rendimiento de los bienes inmuebles, lo que traslada la demanda de bienes inmuebles a otros activos. Una mayor tasa de interés a largo plazo también se refleja en tasas de interés hipotecarias más altas, lo que reduce la demanda y disminuye los precios de la vivienda. Es posible esperar un efecto en precios de las viviendas de la forma:

$$\frac{\partial P}{\partial i} = - \frac{R}{i^2} \quad (2)$$

Es suficiente con considerar una tasa de interés en términos nominales, ya que la inflación reduce los retornos nominales tanto de una inversión en el mercado inmobiliario como en otros activos de largo plazo en la misma forma.

Por otro lado no se incluyen en el modelo tasas de corto plazo ya que el efecto sobre precios es bastante más ambiguo, por el lado de la demanda un aumento de la tasa de corto plazo podría generar bajas de precios de inmuebles debido a la contracción de la demanda por el encarecimiento de aquellos créditos hipotecarios de tasa variable, sin embargo, por el lado de la oferta, un aumento de la tasa significaría un mayor costo financiero para las empresas inmobiliarias el cual posiblemente sea traspasado a mayores precios al comprador final.

3. **Costos de construcción:** Los costos más altos de la construcción, como un aumento en el precio de los materiales de construcción o mayores costos laborales, aumentan los costos de financiamiento de la construcción. Los mayores

costos de construcción conducen a una disminución en la construcción (C), y por lo tanto a un nivel más bajo del inventario de viviendas (I). El menor stock de viviendas también significa menos espacio de vivienda, lo que aumenta las rentas (R). Las rentas más altas generan luego precios de vivienda más altos en el mercado de activos. Lo anterior en términos diferenciales puede expresarse de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P}{\partial C} = \frac{\partial R}{\partial I} \cdot \frac{\partial I}{\partial C} \quad (3)$$

Ahora bien, un modelo de equilibrio de largo plazo puede ser extraído de las funciones de oferta y demanda del stock de viviendas, de este modo la función de demanda estaría dada por:

$$D_t = \alpha + \beta' x_t^D + \delta' z_t^D + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde x_t^D es un vector de variables macroeconómicas afectando la demanda y el vector z_t^D corresponde al resto de las variables que lo afectan. Considerando solamente los determinantes macroeconómicos analizados en el presente apartado, podríamos reescribir nuestra ecuación de demanda de la siguiente forma:

$$D_t = \alpha - \beta_1 P_t + \beta_2 AE_t + \beta_3 i_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

En Ecuación 5 aumentos en precios P_t decrecen la demanda por viviendas D_t , mientras que un aumento en el ingreso o producto AE_t tiene un efecto positivo en la demanda. Por otra parte tasas de interés de largo plazo más altas reducen la demanda a través de tasas para préstamos hipotecarios más altos. El término ε_t podría incluir



todas aquellas características y variables del mercado que se encuentran hasta ahora fuera de nuestro modelo.

De manera similar la ecuación general de oferta estaría dada por:

$$S_t = \eta + \gamma' x_t^S + \lambda' z_t^S + \mu_t \quad (6)$$

Donde x_t^S corresponde a un vector de variables macroeconómicas que afectan la oferta y el vector z_t^S corresponde al resto de las variables que lo afectan. De manera similar a la demanda, si consideramos las variables macroeconómicas seleccionadas podríamos reescribir la Ecuación 6 como sigue:

$$S_t = \eta + \gamma_1 P_t - \gamma_2 C_t + \mu_t \quad (7)$$

Donde S_t es la oferta de espacios habitacionales, la cual aumenta cuando incrementan los precios y decrece con alzas de costos de construcción. Análogamente a nuestra función de demanda, la oferta incluye la variable μ_t , la cual podría incluir todas aquellas características y variables del mercado que afectan la oferta y que se encuentran hasta ahora fuera de nuestro modelo.

4.2 Otras variables relevantes en la formación de nivel de precios.

Tal como afirman Gasparyene et al. (2013), en general los modelos econométricos asociados a la formación de precios de viviendas están influenciados por factores macroeconómicos o determinantes microeconómicos específicos de la industria inmobiliaria, dejando de lado factores psicológicos, de expectativas o particularidades del mercado y su ambiente macroeconómico. A continuación se analiza y justifica la inclusión de variables adicionales al modelo preliminar compuesto solamente por variables macroeconómicas:



1. **Índice Bursátil:** Tal como afirma Sutton (2002) en su trabajo en el cual examina las razones de las fluctuaciones de precios de las viviendas para un grupo de seis economías desarrolladas, existe evidencia de una positiva y significativa relación entre cambios en los índices bursátiles y cambios en el nivel de precios. Esta respuesta positiva en el tiempo de los precios de la vivienda a los movimientos en los precios de las acciones podría reflejar la tendencia de estos últimos a pronosticar un crecimiento en el ingreso o producto nacional. Sin embargo, existen otros trabajos, como por ejemplo los realizados por Desormeaux (2012) e Idrovo y Lennon (2013) ambos para la industria chilena, en los cuales se concluye una relación negativa entre variables, la cual podría verse explicada por el efecto sustitución entre ambas, es decir, a mayor índice bursátil más rentable es invertir en dicho índice que en un activo inmobiliario, por lo tanto cae la demanda por inversión en vivienda lo que se puede traducir en una caída en precios.
2. **Crecimiento poblacional:** Una investigación recurrentemente citada, realizada por Mankiw y Weil (1989), buscaba determinar el impacto provocado por la entrada de la generación Baby Boom como compradores de inmuebles en los años setenta en el mercado norteamericano y el efecto de lo anterior sobre los precios en el mismo periodo. De su trabajo se concluye que los cambios demográficos inducen a cambios en la demanda de viviendas y a la vez, los cambios en la demanda tienen un substancial efecto sobre los precios.

Por otra parte, otros trabajos como el de Engelhardt y Poterba (1991) realizado para la industria inmobiliaria canadiense llegaron a conclusiones diferentes; aun cuando como indican los autores, ambos países presentan patrones demográficos



similares, en el caso canadiense la relación entre factores demográficos y precios de las viviendas resultó estadísticamente insignificante e incluso mostró una asociación negativa en algunos de los modelos analizados³. Hort (1998) en un trabajo que buscaba establecer los determinantes de las fluctuaciones de precios para Suecia en el periodo 1968-1994, utiliza la variable población entre 25 y 44 años considerando que la demanda por una vivienda familiar tiende a ser particularmente alta en este grupo etéreo; finalmente la variable resultó poco significativa y con un coeficiente de signo negativo por lo que fue excluida del modelo de equilibrio de largo plazo.

3. **Incertidumbre macroeconómica:** Un trabajo reciente de Lee et al. (2017) concluye que la macro incertidumbre tiene un altamente significativo efecto sobre el nivel de precios, pero no sobre las cantidades transadas de viviendas. La medida de incertidumbre utilizada por los autores se basa en los componentes impredecibles de un amplio conjunto de variables económicas, de este modo la macroincertidumbre queda definida como la desviación estándar condicional del componente puramente impredecible del valor futuro, que se traduce en la eliminación del componente previsible de una multitud de variables financieras y reales agregadas y ponderadas antes de calcular su desviación estándar condicional.

Actualmente para nuestro país existe un Índice de Incertidumbre Económica el cual es elaborado Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales de la Pontificia Universidad Católica de Chile, este índice busca investigar el papel

³ Se consideraron cuatro modelos para ambos estudios: el primero incluía las variables demográficas y de tendencia, el segundo incorporaba un parámetro autoregresivo, el tercero añadía el costo de uso del bien y el cuarto incorporaba el crecimiento del Producto Interno Bruto.



de la incertidumbre económica en Chile y ha sido construido para determinar la evolución de esta variable a partir del año 1993. El índice pretende abarcar esta incertidumbre desde una perspectiva amplia, teniendo en cuenta la incertidumbre en las mentes de los legisladores, consumidores, empresarios y líderes de opinión sobre el futuro de diferentes variables macroeconómicas y microeconómicas. En concreto, el índice se basa en la cobertura que le ha dado el diario El Mercurio a los temas de incertidumbre económica a través del tiempo, esta metodología ha sido utilizada en diversos estudios en el mundo (Cerdeira, Silva, & Valente, 2016).

4.3 Modelo integrado de equilibrio a largo plazo.

Igualando las funciones de oferta y demanda de variables macroeconómicas e incorporando las variables adicionales seleccionadas en apartado anterior, se obtiene la siguiente ecuación de largo plazo para el precio de equilibrio:

$$P_t = \delta_0 + \delta_1 AE + \delta_2 i_t + \delta_3 CC_t + \delta_4 IB_t + \delta_5 POB_t + \delta_6 IE_t + \omega_t \quad (8)$$

En la cual P_t es el precio de las viviendas, EA_t es la variable de actividad económica, i_t es la tasa de interés de largo plazo para créditos hipotecarios, CC_t corresponde al costo de construcción, IB_t corresponde a un índice bursátil representativo, POB_t es la variable demográfica de crecimiento poblacional, IE_t es el índice de incertidumbre económica y ω_t es el término de error.



4.4 Metodología Econométrica.

Se utilizará la metodología de cointegración para testear el equilibrio de largo plazo, este procedimiento propuesto por Engle y Granger (1987) consiste en utilizar el análisis de integración en la combinación de variables con el objeto de probar si cumplen la condición de ser no estacionarias del mismo grado y establecer posteriormente si éstas se encuentran cointegradas. A la ecuación estática o de cointegración se le conoce como la relación de equilibrio de largo plazo y para modelar la dinámica de corto plazo se hace necesario construir un Modelo de Corrección de Errores (M.C.E.) el cual permite que los componentes a largo plazo de las variables obedezcan las restricciones de equilibrio, mientras que los componentes a corto plazo presenten una especificación dinámica flexible.

La idea de cointegración tiene su origen temprano en el trabajo de Granger y Newbold (1974) “Spurious Regressions in Econometrics”, en este se concluye que existen muchas regresiones de series de tiempo con un aparentemente alto grado de ajuste, medido por el coeficiente de determinación R^2 , pero con un extremadamente bajo valor para el estadístico Durbin Watson. El problema descrito podría generar modelos espurios si no se toma suficiente cuidado en la adecuada formulación para la estructura de autocorrelación de los errores de la ecuación de regresión, con consecuencia tales como: que las estimaciones de los coeficientes de regresión sean ineficientes, que las proyecciones basadas en la ecuación de regresión sean sub-óptimas y que los usuales test de significancia de los coeficientes sean inválidos. Los autores manifiestan que aunque las variables incluidas en un modelo pudiesen estar bien especificadas, la teoría en general era imprecisa acerca de la estructura de rezagos a ser usada y típicamente no señala nada respecto a las propiedades de los residuos de series



de tiempo. En este sentido la recomendación general es construir modelos con niveles y también con cambios y luego interpretar los resultados combinados obtenidos.

El análisis de cointegración está basado en series estocásticas no estacionarias con igual orden de integración (Idrovo & Lennon, 2013). En lo general una serie estocástica es una colección de variables aleatorias ordenadas en el tiempo, dichas variables aleatorias pueden ser continuas, como un electrocardiograma, o discretas, como la mayor parte de las variables económicas (Gujarati & Porter, 2010). En otras palabras, una serie estocástica es un movimiento persistente pero aleatorio en el largo plazo de una variable, por lo tanto una variable con tendencia estocástica puede exhibir prolongados incrementos de largo plazo seguido de prolongados declinaciones y tal vez nuevos incrementos (Arshanapalli & Nelson, 2008).

4.4.1 Series estocásticas estacionarias y no estacionarias.

Una serie estacionaria es una serie bien comportada, ya que sigue un proceso estable con reversión a la media, por lo que en el largo plazo sigue una distribución que es constante y predecible. En términos generales un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos depende sólo de la distancia o rezago entre estos dos periodos, y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza (Gujarati & Porter, 2010).

Formalmente, para un proceso estocástico teniendo media y varianza finita es estacionario covariante si (Enders, 2014):

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu \quad (9)$$



$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_t^2 \quad (10)$$

$$[var(y_t) = var(y_{t-s}) = \sigma_t^2] \quad (11)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad (12)$$

$$[cov(y_t, y_{t-s}) = var(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s] \quad (13)$$

Donde μ, σ_t^2 y todos los γ_s son constantes. En varios textos se denomina a los procesos estocásticos estacionarios, como estocásticos débilmente estacionarios, estacionarios covariantes o estacionarios de segundo orden (Enders, 2014). En definitiva una serie estacionaria no se desvía de su valor medio (reversión a la media) y las fluctuaciones en torno a esta media (medidas en la varianza) tendrán una amplitud en general constante.

Por el contrario, una serie no estacionaria presenta una media que varía con el tiempo o una varianza que cambia con el tiempo o ambas, por lo tanto una serie de este tipo en el largo plazo adoptaría un comportamiento errático, según la perturbación que lo genere. Del mismo modo si una serie es no estacionaria solo se puede estudiar el comportamiento durante el periodo en consideración, por tanto, cada conjunto de datos pertenecientes a la serie de tiempo corresponderá a un episodio particular.

La gran mayoría de las variables económicas que exhiben fuertes tendencias; como el Producto Interno Bruto, el consumo o la masa monetaria; son no estacionarias y por lo tanto no es posible aplicar las mismas técnicas utilizadas para procesos estacionarios, en las siguientes secciones analizaremos las técnicas que nos permiten analizar aquellos



aspectos que en general son pasados a llevar por observaciones superficiales acerca de este aspecto.

4.4.2 Procesos integrados y diferenciación.

Un proceso que figura generalmente como ejemplificación de las series de tiempo no estacionarias es el modelo de caminata aleatorio con constante (Greene, 2002). Supongamos que ε_t es un término de error de ruido blanco con media 0 y varianza σ^2 :

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Por sustitución directa:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\mu + \varepsilon_{t-i}) \quad (15)$$

Donde y_t es la simple suma de aquello que eventualmente es un número infinito de variables aleatorias con media distinta de cero y una varianza que tendera a infinito, por lo tanto la caminata aleatoria es claramente un proceso no estacionario, incluso si μ es igual a cero, por otro lado la primera diferencia de y_t queda definido como:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \mu + \varepsilon_{t-1} \quad (16)$$

Donde Δ es el operador de primeras diferencias, la cual corresponde a una serie estacionaria. La serie es señalada como integrada de orden 1 y denotada $I(1)$, debido a que tomando la primera diferencia produce un proceso estacionario. Una serie no estacionaria es integrada de orden d , denotado como $I(d)$, si debe diferenciarse d veces para hacerse estacionaria. Por otro lado, si una serie de tiempo es estacionaria desde el principio, no requiere diferenciación, se indica que la serie es integrada de orden cero $I(0)$. Tal como



afirman Gujarati y Porter (2010) la mayoría de las series de tiempo son $I(1)$, es decir, por lo general se convierten en estacionarias después de tomar sus primeras diferencias.

4.4.3 Cointegración.

Si todas las variables en un modelo determinado son estacionarias, entonces no existe problema de regresiones espurias y la metodología de los mínimos cuadrados ordinarios puede utilizarse sin problema. Si algunas de las variables son estacionarias y otras son no estacionarias, entonces no existe relación significativa entre ellas, ya que las variables no estacionarias contienen una tendencia estocástica que no guarda ninguna relación con las variables estacionarias que carecen de esta tendencia. El problema de las regresiones espurias solo ocurre cuando todas las variables de un modelo son no estacionarias. (Arshanapalli & Nelson, 2008).

Si las variables de nuestro modelo comparten una tendencia estocástica común, es posible sobrellevar el problema de la regresión espúrea. En este caso el análisis de cointegración es posible de usar para descubrir las relaciones de largo plazo y la dinámica de corto plazo. En lo general dos o más variables están cointegradas si existe una combinación lineal de las variables que sea estacionaria, lo anterior sugiere que las variables comparten una relación de largo plazo, de hecho éstas podrían desviarse en el corto plazo, pero regresar a algún tipo de equilibrio en el largo plazo. El concepto de equilibrio en el contexto del análisis de cointegración se refiere a que si las variables se separan, ellas muestran una mayor probabilidad de acercarse que alejarse más.

Granger (1986) introdujo formalmente el concepto de integración de la siguiente forma: consideremos inicialmente el par de series x_t, y_t , cada uno de los cuales es $I(1)$ y no presentan ni deriva (constante) ni tendencia en la media, es generalmente cierto que



existe una combinación lineal de estas series que también es $I(1)$, sin embargo si existe una constante β , tal que

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (17)$$

es $I(0)$, entonces x_t, y_t , se dicen cointegradas, denominando a β como el parámetro de cointegración, si existe tal parámetro β , será único en la situación considerada. También suele señalarse al vector $[1, -\beta]$, como el vector de cointegración (Greene, 2002).

Si supones que el modelo incluye M variables, $y_t = [y_{1t}, \dots, y_{Mt}]'$ y una relación de equilibrio de largo plazo definida por:

$$y_t' \gamma - x_t' \beta = 0 \quad (18)$$

Las regresoras podrían incluir una constante, variables exógenas asumidas ser $I(0)$ y/o tendencia. El vector de parámetros γ es el vector cointegrante. En el corto plazo el sistema puede desviarse desde su equilibrio, por lo que la relación puede escribirse como:

$$y_t' \gamma - x_t' \beta = \varepsilon_t \quad (19)$$

Donde el error de equilibrio ε_t debe ser una serie estacionaria. De hecho, ya que hay M variables en el sistema, al menos en principio, podría haber más de un vector cointegrante. El número de vector cointegrantes linealmente independientes que existen en el equilibrio es denominado rango cointegrante, el cual puede ir desde 1 a $M-1$.



4.4.4 Testeos de cointegración.

Existe una enorme literatura sobre los méritos de los diferentes métodos para encontrar cointegración, comenzando con la metodología clásica de Engle y Granger (1987) y profundizado con Engle y Yoo (1987). En este método simplemente se realiza una regresión de cointegración entre las series integradas y luego se testea el residual por estacionariedad. Analizaremos en detalle esta metodología en la siguiente sección.

Otra metodología ampliamente difundida para estudiar la cointegración en un sistema multivariable es el test de Johansen, el cual en general es considerado como superior al método de Engle-Granger, particularmente cuando el número de variables es mayor que dos (Alexander, 1999). Las pruebas de Johansen se basan en los valores propios de una matriz estocástica y, de hecho, se reducen a un problema de correlación canónica similar al de los componentes principales. No tienen ningún sesgo y su función de potencia tiene mejores propiedades, las pruebas de Johansen buscan la combinación lineal que es más estacionaria, mientras que las pruebas de Engle-Granger, basadas en mínimos cuadrados ordinarios, buscan la combinación lineal con una varianza mínima. Sin embargo, para muchas aplicaciones económicas y financiera de cointegración hay buenas razones para elegir Engle-Granger como metodología. En primer lugar, es muy sencillo de implementar; en segundo lugar, a menudo existe una elección natural de variable dependiente en las regresiones de cointegración (por ejemplo, un índice de precios); y finalmente, el sesgo de pequeña muestra de Engle-Granger no será necesariamente un problema ya que los tamaños de estudio son generalmente bastante grandes en el análisis y el vector de cointegración es súper consistente.



4.4.4.1 Método Engle y Granger para cointegración.

El primer paso en la aplicación de la metodología es determinar si las variables de series de tiempo en análisis son estacionarias, para esto es posible considerar métodos formales o informales. Los métodos informales corresponden a un examen gráfico de la variable a través del tiempo y un examen de la función de autocorrelación a través de un correlograma (Johnston & DiNardo, 1997). Una función de autocorrelación describe la autocorrelación para varios retardos. El coeficiente de autocorrelación entre x_t y x_{t-i} se denomina autocorrelación de retardo i . Para las variables no estacionarias, el coeficiente de autocorrelación de retraso uno debe ser muy cercano a uno y disminuir lentamente a medida que aumenta la longitud del retraso. Por lo tanto, el examen de la función de autocorrelación nos permite determinar la estacionariedad de una variable. Este método no es totalmente perfecto, para las series estacionarias que están muy cerca de los procesos de raíz unitaria, la función de autocorrelación puede exhibir el comportamiento de desvanecimiento lento descrito anteriormente. Métodos más formales ampliamente usados son las pruebas de raíz unitaria con las estadísticas de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado o Phillips Perron las cuales son analizadas a continuación.

4.4.4.1.1 Prueba de raíz unitaria para la no estacionariedad.

El punto de partida para comprender las pruebas de raíces unitarias es comprender los procesos estocásticos de raíz unitaria, consideremos el siguiente modelo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (20)$$



Si en $\rho = 1$ entonces la Ecuación 20 se convierte en un modelo de caminata aleatorio sin deriva, en efecto si ρ es 1 tenemos lo que se conoce como un problema de raíz unitaria, es decir, nos encontramos en una situación de no estacionariedad. El nombre de raíz unitaria se debe a que $\rho = 1$, por lo tanto podríamos afirmar que los términos no estacionariedad, raíz unitaria y tendencia estocástica podrían considerarse como sinónimos. Sin embargo si $|\rho| < 1$, es posible afirmar que la serie de tiempo y_t es del tipo estacionaria. Es posible que una serie de tiempo pueda tener más de una raíz unitaria, sin embargo tal situación no es relevante para los efectos de la presente investigación.

Sabemos que si $\rho = 1$, es decir en el caso de la raíz unitaria, podríamos hacer la regresión de y_t sobre su valor rezagado y_{t-1} y determinar si la ρ es estadísticamente igual a 1, de no ser así y_t es no estacionaria. Sin embargo no es posible estimar determinar la Ecuación 20 por mínimos cuadrados ordinarios y probar la hipótesis de que $\rho = 1$ por medio de una prueba t normal, ya que esa prueba presenta un sesgo muy marcado en el caso de la raíz unitaria (Gujarati & Porter, 2010), de este modo se hace necesario reacomodar la Ecuación 20 de la siguiente forma:

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Lo cual también puede expresarse como:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Donde $\delta = (\rho - 1)$ y Δ es el tradicional operador de primeras diferencias. Por tanto en la práctica, en vez de estimar la Ecuación 20 calculamos la Ecuación 22 y se prueba la hipótesis nula de que $\delta = 0$ con la hipótesis alternativa de que $\delta < 0$. En el caso de que



$\delta = 0$, obtenemos que $\rho = 1$, es decir tenemos una raíz unitaria, lo cual significa que la serie de tiempo es no estacionaria.

Ahora consideremos el caso de $\delta = 0$, en esta situación:

$$\Delta y_t = \varepsilon_t \quad (23)$$

Con ε_t como término de error de ruido blanco, el cual es estacionario, se concluye que las primeras diferencias de una serie de tiempo de caminata aleatoria son estacionarias. Ahora bien, en las pruebas para determinar si el coeficiente δ es o no cero no es posible aplicar la típica prueba t ya que el valor estimado no tiene una distribución normal asintótica. La solución práctica a este problema fue ideada por Dickey y Fuller y esta consistió en obtener, a través del método de simulación de Monte Carlo, un apropiado set de valores críticos para testear la hipótesis nula de que $\rho = 1$ en una regresión AR(1).

Formalmente para nuestra Ecuación 20, considerando n observaciones $y_1, y_2, \dots, y_n$, el estimador de máxima probabilidad de ρ es el estimador de mínimos cuadrados (Dickey & Fuller, 1979):

$$\hat{\rho} = \left(\sum_{t=1}^n y_{t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^n y_t y_{t-1} \quad (24)$$

Y de este modo define el estadístico τ para testear la hipótesis nula de $H_0: \rho = 1$ con:

$$\hat{\tau} = (\hat{\rho} - 1) S_e^{-1} \left(\sum_{t=2}^n y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (25)$$

Dónde:



$$S_e^2 = (n - 2)^{-1} \sum_{t=2}^n (y_t - \hat{\rho} y_{t-1})^2 \quad (26)$$

Dickey y Fuller en su artículo “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root” (1979) establecen representaciones para las distribuciones limitantes de $\hat{\rho}$ y $\hat{\tau}$ dado que $|\rho| = 1$, estas representaciones permitieron construir tablas de puntos porcentuales para la estadística τ , conocida también como el estadístico de Dickey-Fuller (DF). También se afirma que los estadísticos $\hat{\rho}$ y $\hat{\tau}$ son aplicables a modelos que contengan intercepto (deriva) y pendiente.

En el caso del modelo con intercepto (μ) y $t = 1, 2, \dots$ el modelo queda definido de la siguiente forma:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Y para el caso del modelo con tendencia e intercepto:

$$y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Otra de las conclusiones del trabajo de Dickey y Fuller (1979) es que la relación $n(\rho - 1)$ es consistente con los límites de la función generadora de momentos articulada propuesta por White (1958). En este trabajo se toma una ecuación estocástica como la presentada a través de la Ecuación 20 y se estudia la distribución asintótica de ρ bajo el supuesto de que ε encuentra normalmente distribuido. Para $|\rho| > 1$ queda demostrado que la distribución asintótica de ρ es una distribución de Cauchy. Para $|\rho| = 1$, se encuentra una función generadora de momentos, cuya inversión producirá la distribución asintótica.



Tablas de valores críticos para τ y la expresión $n(\rho - 1)$ pueden encontrarse el texto “Introduction to Statistical Time Series” de Fuller (1996) y en muchos trabajos posteriores que mejoraron la potencia de las estimaciones.

En su origen al llevar a cabo la prueba Dickey-Fuller se supuso que el término de error ε_t no se encontraba correlacionado, sin embargo los mismos autores desarrollaron una prueba cuando dichos términos sí están correlacionados, este test se conoce como prueba de Dickey-Fuller aumentada (Dickey & Fuller, 1981). Consideremos el modelo:

$$y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \rho_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \rho_m \Delta y_{t-m} + \varepsilon_t \quad (29)$$

El camino aleatorio es obtenido si imponemos la condición $\mu = 0$ y $\beta = 0$, el camino aleatorio con deriva (constante) se presenta con $\beta = 0$ y el modelo de tendencia presenta ambos parámetros libres. Tal como señalan Dicker y Fuller (1981), esta formulación permite acomodar procesos autoregresivos de orden mayor. Como se mencionó anteriormente, una formulación alternativa muy utilizada consiste en sustraer y_{t-1} a ambos lados de la ecuación, con lo que obtenemos:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{m-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Dónde:

$$\phi_j = - \sum_{k=j+1}^m \rho_k \quad (31)$$

$$\delta = \left(\sum_{i=1}^m \rho_i \right) - 1 \quad (32)$$



El test de raíz unitario se lleva a cabo testeando la hipótesis nula de $\delta = 0$ contra $\delta < 0$, el estadístico $\hat{\tau}$ puede ser usado del mismo modo para esta variación de la prueba original. Si se falla en rechazar la hipótesis nula entonces se toma como evidencia de que la raíz unitaria está presente.

La cantidad de rezagos (m) a utilizar es un punto a definir, en este sentido es posible utilizar los criterios de selección de Akaike o Schuwatz (Greene, 2002).

Para determinar la significancia de incorporar al modelo los términos de deriva (constante) y tendencia es posible utilizar la prueba F restringida, con valores críticos especiales para estos casos.

La teoría de distribución que soporta el test de Dickey-Fuller asume que los errores son estadísticamente independientes y tienen varianza constante (Enders, 2014). Al usar esta metodología se debe tener cuidado en asegurar que los términos de error son no correlacionados y presentan varianza constante. Phillips y Perron (1988) realizaron una generalización del procedimiento de Dickey-Fuller que permite suposiciones bastante moderadas con respecto a la distribución de los errores. El enfoque utilizado fue del tipo no paramétrico con respecto a los parámetros molestos y, por lo tanto, permite una clase muy amplia de datos débilmente dependientes y posiblemente heterogéneamente distribuidos. Las pruebas acomodan modelos con una deriva ajustada y una tendencia de tiempo para que puedan usarse para discriminar entre no estacionariedad de raíz unitaria y estacionariedad sobre una tendencia determinista.



4.4.4.1.2 Estacionariedad en los errores del modelo de largo plazo.

Comprobar que las variables a incorporar en el modelo son integradas del mismo orden es una etapa imperativa en el modelo de Engle y Granger; si las variables fuesen integradas de distinto orden, entonces se hace necesario reconsiderar necesariamente la especificación del modelo.

El segundo paso es establecer si los errores de la ecuación de equilibrio de largo plazo son estacionarios⁴. Consideremos y_t como el conjunto de M variables que se suponen cointegradas. Si el rango del sistema es r, entonces existen r vectores independientes, $\gamma = [1, -\theta]$, donde cada vector es distinguido por ser normalizado en una variable diferente. De este modo si suponemos que existen un conjunto de I(0) variables independientes, incluyendo una constante, entonces cada vector de cointegración produce un equilibrio del tipo:

$$y_t' \gamma_i = x_t' \beta + \varepsilon_t \quad (33)$$

El cual puede reescribirse de la siguiente forma:

$$y_{it} = Y_{it}' \theta_i + x_t' \beta + \varepsilon_t \quad (34)$$

De este modo podemos obtener estimaciones de θ_i por medio de regresiones de mínimos cuadrados. Si la teoría es correcta y si este estimador de mínimos cuadrados es consistente, entonces los residuos de esta regresión debiesen estimar los errores de equilibrio.

La próxima etapa es estimar los vectores de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios, bajo el supuesto que los residuos de estas regresiones e_{it} son estimaciones de los

⁴ Nuestra ecuación de equilibrio de largo plazo es del tipo $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 z_t + \dots + \varepsilon$ la cual una regresión del tipo mínimos cuadrados ordinarios que genera estimadores súper consistentes de los parámetros.



errores de equilibrio ε_{it} . Como estos deberían ser $I(0)$ lo natural sería utilizar directamente los valores críticos de Dickey-Fuller, sin embargo estos valores no son apropiados para estos errores estimados, Engle y Yoo (1987) proveen tablas de valores críticos adecuadas para realizar las pruebas de cointegración con distintos tamaños de muestra y ajustadas de acuerdo al número de variables del modelo y el nivel de significancia deseados. Otros autores han desarrollado tablas más potentes, un ejemplo de esto es el trabajo de MacKinnon (2010), las cuales se han tabulado para casos particulares como tendencia lineal o tendencia cuadrática, en general la precisión y especificación de estos valores ha aumentado de la mano de los avances de la tecnología computacional en el ámbito de la simulación.

En definitiva, si la autocorrelación en los errores de equilibrio es sospechada, el test de Engle y Granger aumentado puede ser establecido de acuerdo a la siguiente relación:

$$\Delta e_{it} = \delta e_{i,t-1} + \phi(\Delta e_{i,t-1}) + \dots + u_t \quad (35)$$

Si la hipótesis nula que $\delta = 0$ no puede ser rechazada (contra la hipótesis alternativa $\delta < 0$), entonces se concluye que la variables no están cointegradas. Ya que los residuos necesariamente deben ser estacionarios.

4.4.4.1.3 Modelo de Corrección de Errores.

En la metodología de Engle y Granger el siguiente paso posterior al test de cointegración consiste en utilizar los residuales de la regresión estática como un término de corrección de error y construir una ecuación dinámica de primeras diferencias.



Para explicar lo anterior consideremos que dos variables $I(1)$ y_t y z_t son cointegradas y que el vector de cointegración es $[1, -\theta]$, luego las tres variables $\Delta y_t, \Delta z_t$ y $(y_{t-1} - \theta z_{t-1})$ son $I(0)$. El Modelo de corrección de errores quedaría definido como:

$$\Delta y_t = x_t' \beta + \gamma(\Delta z_t) + \lambda(y_{t-1} - \theta z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (36)$$

Esta ecuación describe la variación en y_t en torno a su tendencia de largo plazo en término de un conjunto de factores exógenos $I(0)$ representados por x_t , la variación de z_t en torno a su tendencia de largo plazo y la corrección del error $(y_{t-1} - \theta z_{t-1})$ el cual corresponde al error de equilibrio en la cointegración. Un modelo de este tipo es razonable y consistente en su forma sólo si las dos variables están cointegradas.

Dentro de la literatura el modelo de corrección de errores presenta sutiles diferencias en cuanto a la utilización de intercepto en el modelo, la cantidad de rezagos a utilizar o la incorporación de la variable explicada en su forma rezagada en el modelo. Consideremos la propuesta y explicación de Enders (2014) en este contexto:

Establezcamos las variables y_t y z_t como correlacionadas de tipo $I(1)$, por otro lado denominemos a nuestra expresión $y_{t-1} - \theta z_{t-1}$ como corrección del error, $\hat{e}_t$ con grado de integración 0. De este modo podemos establecer el modelo de corrección de errores como:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (37)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (38)$$



Las Ecuaciones 37 y 38 constituyen modelos vectoriales autoregresivos (VAR) y por lo tanto todos los procedimientos aplicables a ellos son replicables en este contexto, en primer lugar los mínimos cuadrados ordinarios constituyen una estrategia eficiente ya que las ecuaciones contienen el mismo conjunto de regresores. En segundo lugar, las estadísticas tradicionales utilizadas en modelos vectoriales autoregresivos también pueden ser utilizadas para el modelo de corrección de errores, por ejemplo, una prueba χ^2 puede ser realizada para determinar el largo de los rezagos y una prueba F puede ser utilizada para establecer restricciones del tipo $\alpha_{kj}(i) = 0$.

CAPÍTULO 5: APLICACION.

5.1 Datos.

Se utilizarán datos trimestrales, partiendo desde el primer trimestre del 2004 (1T 2004) y finalizando el tercer trimestre del 2017 (3T 2017), lo anterior equivale a una serie longitudinal de 55 trimestres consecutivos.

5.2 Definición de variables.

Se utilizará como variable explicada el Índice Real de Precios de Viviendas (IRPV) que publica mensualmente la Cámara Chilena de la Construcción de acuerdo a los datos de unidades promesadas por sus empresas asociadas. Como se mencionó anteriormente este índice es elaborado para la Región Metropolitana en base a la metodología de los precios hedónicos, la cual es una técnica de amplia utilización en países desarrollados. Cabe mencionar adicionalmente que este índice es de tipo real por cuanto se estiman a partir de valores promesados en unidades de fomento (U.F.).

Se utiliza el índice de la Cámara Chilena de la Construcción por sobre el índice elaborado por el Banco Central de Chile por el hecho de que este último se abastece de información proveniente de viviendas inscritas en el Conservador de Bienes Raíces, proceso que puede estar muy desfasado respecto a la decisión de compra. Consideremos que un proyecto de departamentos tiene un ciclo de desarrollo, entre el inicio de ventas y la primera inscripción de una unidad residencial, que podría durar hasta veinticuatro meses; por lo tanto, el precio registrado de la unidad inscrita en un periodo t podría corresponder al precio vigente el mercado veinticuatro meses atrás. Por el contrario, un índice basado en precios de las



promesas de compra venta representa fielmente las condiciones del precio del mercado al momento de registrarse la información para la construcción de dicho índice.

Cabe mencionar que el IRPV presenta un índice general e índices segmentados para los productos departamentos y casas, adicionalmente el índice departamentos se sub segmenta en cuatro zonas geográficas dentro del Gran Santiago (Santiago Centro, Norponiente, Nororiente y Sur), del mismo modo que el índice de casas lo hace en tres (Norponiente, Nororiente y Sur). El presente estudio considerará el índice general y posteriormente se realizarán análisis particulares sobre los índices para departamentos y casas en forma independiente, adicionalmente se analizará el índice de departamentos para las zonas Nororiente y Santiago Centro.

Las series serán consideradas en sus valores logarítmicos, ya que de este modo se aprecian de mejor forma las tasas de crecimiento de las mismas. Para efectos prácticos en el proceso de análisis e interpretación de datos denominaremos a nuestras variables de series de precios del siguiente modo:

- IPV_t : Índice Real de Precios de Viviendas General para la Región Metropolitana en el instante t .
- $IPVD_t$: Índice Real de Precios de Viviendas para la Región Metropolitana del tipo departamento en el instante t .
- $IPVC_t$: Índice Real de Precios de Viviendas para la Región Metropolitana del tipo casa en el instante t .



- $IPVDO_t$: Índice Real de Precios de Viviendas tipo departamento en zona Nororiente⁵ de Región Metropolitana en el instante t .
- $IPVDS_t$: Índice Real de Precios de Viviendas tipo departamento en zona Santiago Centro en el instante t .

La variable de actividad económica será definida como el Producto Interno Bruto en dólares con referencia en año 2013, la información ha sido obtenida de la base de datos estadísticos del Banco Central de Chile y los valores se trabajan en base logarítmica. De este modo suponemos que el Producto Interno Bruto constituye un indicador de actividad e ingreso que guarda relación con la renta de los hogares, la cual constituye un claro determinante de la disposición a pagar por la adquisición de una vivienda. Denominaremos a esta variable de actividad económica en el instante t como PIB_t .

La segunda variable explicativa corresponde a la tasa promedio de interés de los mutuos hipotecarios no endosables del sistema financiero, es decir el tipo de créditos que es directamente entregado por la institución a su cliente sin posibilidad de ser cedidos. Las colocaciones de mutuos hipotecarios no endosables corresponden a más del 90% de las colocaciones totales para adquisición de vivienda en nuestro país. Se utilizará una serie logarítmica y la variable en el momento t se denominará como $INTMH_t$. Esta información ha sido obtenida de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile y es elaborada a partir de la información entregada por las instituciones financieras del país.

La tercera variable es Índice de Costo de Edificación entregado por la Cámara Chilena de la Construcción a través de su Departamento de Estudios. Este índice es publicado mensualmente desde el año 1956 y la fuente de información proviene de encuestas realizadas

⁵ Incluye comunas de Ñuñoa, La Reina, Providencia, Las Condes, Vitacura, Lo Barnechea y Colina.



a empresas asociadas a esta institución gremial. Para efectos de la investigación se considerará el índice de tipo general, sin embargo cabe mencionar existen diversos sub índices asociados a los tipos de componentes de costo (materiales, subcontratos y misceláneos) y la etapa en que se encuentre la obra (obra gruesa, terminaciones, instalaciones y costos indirectos). La variable se trabajará en términos logarítmicos y se denominará para los efectos de investigación como $ICOSED_t$.

El índice bursátil a utilizar será Índice de Precios Selectivo de Acciones (IPSA), esta serie es un promedio de las cotizaciones de una cartera representativa del mercado chileno compuesto por las cuarenta acciones de mayor presencia bursátil y se calcula como un promedio ponderado de acuerdo a la capitalización de mercado de las empresas participantes. Es considerado como el mejor indicador de resultados del mercado financiero chileno de acciones y la mayoría de sus empresas componentes son líderes dentro de sus industrias. Los datos fueron obtenidos desde la Bolsa de Comercio de Santiago y corresponden a la serie con dividendos, es decir es una serie de retorno total que considera la reinversión de los dividendos (año base 2002). La serie se considera en sus valores logarítmicos y será representada como $IPSA_t$.

Se considera una variable poblacional en el modelo, para lo anterior se ha establecido como grupo de interés la población entre 25 y 44 años en consideración de que este grupo es el de mayor disposición a comprar según lo señalado anteriormente. La serie se trabajará en términos logarítmicos, ha sido obtenida del Instituto Nacional de Estadísticas y se denominará como $POBL_t$.

La última variable a considerar es el Índice de Incertidumbre Económica elaborado por el Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales, este índice mide la



incertidumbre desde una perspectiva amplia, considerando la incertidumbre en la mente de consumidores, expertos del sistema financiero, emprendedores, legisladores, y líderes de opinión sobre el futuro de diferentes variables tanto macroeconómicas como microeconómicas (Cerdeira, Silva, & Valente, 2016). Se considerará la serie en valores logarítmicas y se denominará a futuro como $INCECO_t$.

5.3 Aplicación del modelo.

5.3.1 Análisis de correlación.

A través del indicador de correlación de Pearson, el cual permite establecer la fuerza y dirección de la relación lineal entre dos variables, se aprecia que existe una relación positiva entre el Índice Real de Precios de Viviendas General y todas las variables propuestas, salvo con la tasa de interés de los mutuos hipotecarios, esta última relación en sentido contrario se nos presenta como lógica, ya que menores costos financieros para potenciales compradores debiesen generar una mayor disposición a adquirir bienes inmobiliarios. Aplicando una prueba t se aprecia que todas las correlaciones del Índice Real de Precios Viviendas con sus variables explicativas son significativas (Tabla 1).

	PIB	INTMH	ICOSD	IPSA	POBL	INCECO
Correlación (Pearson)	0,8074	-0,8006	0,942	0,7104	0,9868	0,6287
R-cuadrado	0,6519	0,6410	0,8874	0,5047	0,9738	0,3953
t	9,9634	-9,7269	20,4255	7,3477	44,4208	5,8862
Prob.	0	0	0	0	0	0

Tabla 1: Correlación Índice Real de Precios Viviendas (General) con regresoras propuestas.



Las relaciones con mayor intensidad se observan con las variables de población y el índice de costo de edificación, de hecho la correlación con la primera de estas variables se encuentra en un 0,99 con un valor t de 44,4; ahora bien, si realizamos una regresión simple por mínimos cuadrados ordinarios entre el Índice Real de Precios Viviendas (IPV_t) y la Población entre 25 y 44 años ($POBL_t$) se obtiene un estadístico F robusto y un coeficiente de determinación muy elevado⁶, sin embargo, a pesar de lo consistente que pareciese este modelo es necesario realizar el test de cointegración para establecer que no nos encontramos frente a una regresión espuria, una regla práctica para esto fue propuesta por Granger y Newbold (1974), esta consistía en sospechar de aquellas regresiones en las cuales el R^2 sea mayor al estadístico de Durwin Watson para la regresión, en este caso los valores son 0,97 y 0,30 respectivamente.

El menor nivel de correlación se aprecia con la variable de incertidumbre económica, sin embargo de todos modos esta resulta significativa, por lo cual se procede con las pruebas de raíz unitaria para todas las variables preseleccionadas. En Anexo A se presentan gráficas de correlación entre Índice Real Precio Viviendas y sus variables explicativas.

5.3.2 Pruebas de raíz unitaria.

Se utilizará la metodología de Dickey-Fuller aumentada para realizar las pruebas de raíz unitaria. Para cada una de las series de precios de viviendas se testea la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir se verifica que las series son del tipo no estacionaria. El método consiste en determinar el estadístico DFA, también denominado τ , y compararlo con los valores críticos

⁶ Para la regresión por mínimos cuadrados ordinarios entre IPV y POBL se obtiene un estadístico F de 1973,4 con una probabilidad F de 0,000; un R cuadrado (coeficiente de determinación) de 0,9734.



al 5% de significancia. Los valores críticos (Tabla 2) se recogen de tablas elaboradas por MacKinnon (1996). Si el valor del estadístico DFA es menor que el valor crítico, rechazamos la hipótesis nula de que la serie de tiempo es no estacionaria.

Posteriormente se realiza idéntica prueba sobre las primeras diferencias para establecer si la serie es del tipo $I(1)$, en este caso debiésemos esperar rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria ya que esto significaría que las primeras diferencias corresponden a una serie del tipo estacionaria.

Se realiza el testeo considerando los modelos con constante y constante más tendencia lineal, por otra parte para el largo de los rezagos se utiliza el Criterio de Información de Schwartz con un máximo de 10 rezagos.

	Nivel	Primeras Diferencias
Constante	-2,917	-2,918
Cons. y tendencia	-3,495	-3,497

Tabla 2: Valores críticos DFA al 5% significancia para prueba raíz unitaria. MacKinnon (1996)

Se aprecia que todos los índices de precios corresponden a variables no estacionarias ya que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con un 5% de significancia para ninguna de ellas. También se aprecia que todos los índices corresponden a series $I(1)$, ya que al aplicar la prueba sobre las primeras diferencias para todas las series se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir las primeras diferencias son de tipo estacionario (Tabla 3).



Variable	Modelo	Niveles		Primeras Diferencias	
		DFA	Probabilidad	DFA	Probabilidad
IPV	Constante	0,794	0,993	-6,591	0,000
	Cons. y tendencia	-2,441	0,355	-6,682	0,000
IPVD	Constante	1,250	0,998	-6,884	0,000
	Cons. y tendencia	-1,964	0,607	-7,255	0,000
IPVC	Constante	-0,202	0,932	-8,454	0,000
	Cons. y tendencia	-2,988	0,145	-8,373	0,000
IPVDO	Constante	0,688	0,991	-7,450	0,000
	Cons. y tendencia	-1,965	0,607	-7,682	0,000
IPVDS	Constante	1,663	1,000	-7,315	0,000
	Cons. y tendencia	-1,738	0,721	-7,861	0,000

Tabla 3: Test Dickey Fuller aumentado para Raíz Unitaria. Índices de Precios Viviendas

Gráficamente es posible confirmar en Figura 10 que el Índice Real de Precios de Viviendas General para la Región Metropolitana es una serie no estacionaria, la cual presenta una tendencia creciente en el largo plazo sin una clara reversión a la media, sin embargo el comportamiento de sus primeras diferencias si se visualiza como una serie de tipo estacionaria, con reversión a la media y varianza acotada. El resto de los índices de precios (departamentos, casas, departamentos en Santiago Nororiente y departamentos en Gran Santiago) presentan un comportamiento similar (Véase Anexo B).

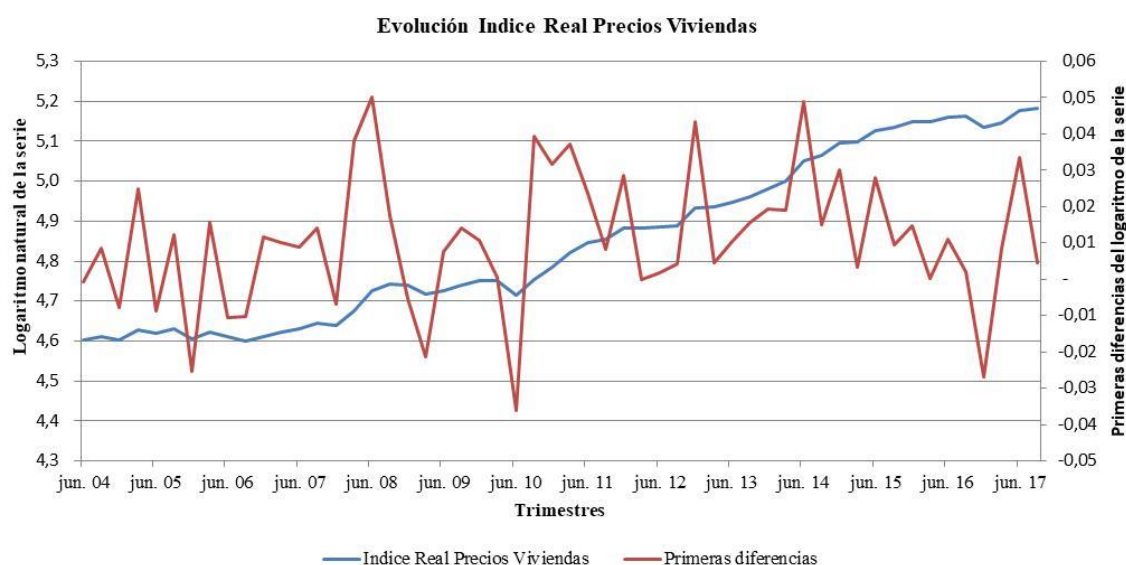


Figura 10: Serie trimestral de Índice Real Precios Viviendas, periodo segundo trimestre 2004 a tercer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

Por el lado de las regresoras solo se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% de significancia para la variable Índice de Incertidumbre Económica, el resto de las variables son del tipo no estacionario ya que no es posible rechazar la hipótesis nula (Tabla 4). En Figura 11 es posible apreciar como claramente la serie en nivel del Índice de Incertidumbre Económica es de tipo estacionario con tendencia a la media, idéntico comportamiento presentan sus primeras diferencias, en este caso podemos afirmar que la variable es de tipo $I(0)$, es decir no se necesita obtener diferencia para generar una serie de tipo estacionario.

Considerando el resto de las series, al aplicar la prueba sobre las primeras diferencias se aprecia que todas las series son del tipo $I(1)$ a excepción de la variable población entre 25 y 44 años (POBL), en la cual claramente rechazamos la estacionariedad para las primeras diferencias. En figura 12 queda claramente demostrado que no es posible obtener una serie estacionario si generamos primeras diferencias, de hecho tampoco lo obtenemos si se aplica el test sobre las segundas diferencias.

Variable	Modelo	Niveles		Primeras Diferencias	
		DFA	Prob	DFA	Prob
PIB	Constante	-2,669	0,086	-3,772	0,006
	Cons. y tendencia	-1,883	0,649	-4,312	0,006
INTMH	Constante	-1,133	0,697	-6,977	0,000
	Cons. y tendencia	-2,427	0,362	-5,457	0,000
ICOSED	Constante	-1,627	0,462	-6,035	0,000
	Cons. y tendencia	-0,630	0,973	-6,216	0,000
IPSA	Constante	-2,098	0,246	-6,052	0,000
	Cons. y tendencia	-2,253	0,452	-6,084	0,000
POBL	Constante	-2,201	0,209	-1,539	0,505
	Cons. y tendencia	-3,366	0,069	-0,243	0,990
INCECO	Constante	-3,643	0,008	-9,899	0,000
	Cons. y tendencia	-5,130	0,001	-3,643	0,008

Tabla 4: Test Dickey Fuller aumentado para Raiz Unitaria. Regresoras

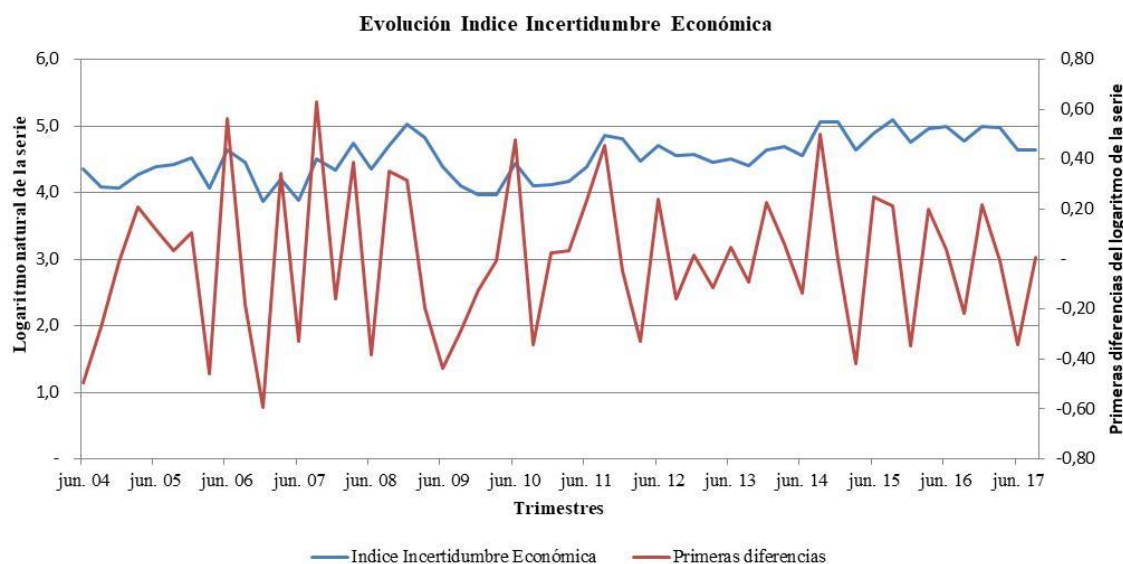


Figura 11: Serie trimestral de Índice Incertidumbre Económica, periodo segundo trimestre 2004 a tercer trimestre 2017 (Fuente Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales)

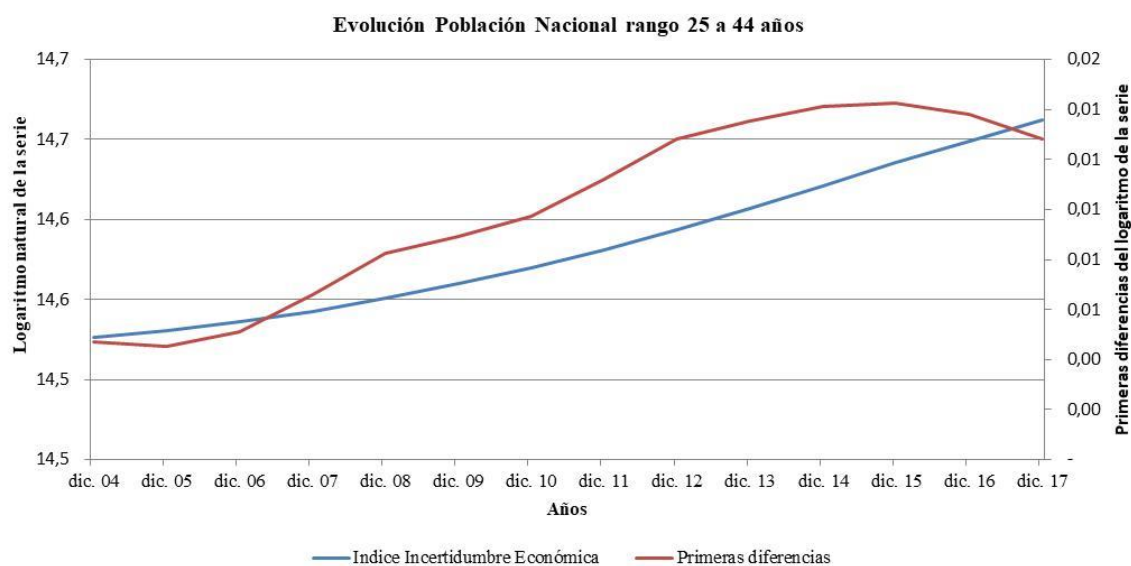


Figura 12: Serie Población Nacional entre 25 y 44 años, periodo 2014 a 2017 (Fuente Instituto Nacional de Estadística)

De este modo a continuación estableceremos nuestros candidatos a modelo de largo plazo considerando las variables explicativas: tasa de interés de los mutuos hipotecarios no endosables, el Índice de Costo de Edificación, el Producto Interno Bruto y el Índice de Precios Selectivo de Acciones.

5.3.3 Modelo de Largo Plazo o Ecuación de Cointegración.

En la Tabla 5 se presentan cuatro modelos de largo plazo para explicar la evolución del Índice Real de Precios de Viviendas a través de las variables que han sido testeadas como no estacionarias e integradas de primer orden mediante las pruebas de raíz unitaria. Cada una de las regresiones ha sido construida con un modelo de mínimos cuadrados ordinarios exponiéndose las principales estadísticas asociadas al modelo y el valor t para cada una de las variables, adicionalmente se indica si éstas son significativas al 5%.

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
PIB	0,024		-0,189	
t	0,404		* 3,398	
INTMH	-0,401	-0,391	-0,325	-0,417
t	* 8,377	* 9,702	* 5,648	* 7,495
ICOSD	0,814	0,838	0,886	0,604
t	* 11,273	* 19,955	* 9,935	* 17,105
IPSA	-0,205	-0,195		
t	* 5,511	* 7,015		
CONSTANTE	0,057	0,054	0,276	0,464
t	0,215	0,206	0,842	1,310
Coefficiente R^2	0,97	0,97	0,96	0,95
C.I. Akaike	-3,776	-3,809	-3,338	-3,170
Durwin Watson	1,043	1,011	0,543	0,538
F de la regresión	442,310	599,527	367,811	453,867

Tabla 5: Modelos de largo plazo a través mínimos cuadrados . * Coeficiente significativo al 5%

En el Modelo 1 presenta las cuatro variables seleccionadas: Producto Interno Bruto, tasa de interés mutuos hipotecarios no endosables, Índice Costo Edificación e Índice de Precios Selectivo de Acciones, todas en nivel y expresadas en términos logarítmicos. Se aprecia un modelo con alta predictibilidad si se considera el significativo coeficiente de determinación ($R^2=0,97$) y su elevado valor del estadístico F. Por otro lado se cumple la regla sugerida por Engle y Granger en cuanto que el coeficiente R^2 debiese ser mayor al estadístico de Durwin Watson para evitar a priori la suposición de encontrarnos frente a una regresión espúrea.

Todas las variables del modelo se presentan como significativas, salvo el Producto Interno Bruto el cual carece de significancia estadística al 5%. La razón de este fenómeno podría deberse a un problema de multicolinealidad entre las variables, de hecho si revisamos las correlaciones entre las regresoras se aprecia una fuerte correlación entre PIB y las variables IPSA (Índice Precios Selectivo de Acciones) e ICOSD (Índice Costo de Edificación), lo anterior puede apreciarse en Tabla 6. Aun cuando la significancia de las pruebas t es un buen indicador preliminar para detectar problemas en las variables del



modelo, hay que guardar cuidado en su interpretación, ya que tal como señala Stock (1987), en procesos cointegrados los estimadores tienen propiedades asintóticas diferentes a las de los estimadores de mínimos cuadrados en modelos estacionarios de series de tiempo, lo anterior en el sentido que la convergencia a sus límites de probabilidad ocurre más rápido de lo normal, y su distribución límite no es normal; de este modo se señala que los estimadores son consistentes, pero no eficientes⁷, lo anterior genera que los coeficientes de una ecuación de cointegración se usen para estimar, pero no para testear de acuerdo a los procedimientos habituales de inferencia. Sin embargo, la metodología de Engle y Granger busca determinar coeficientes estimados que sean consistentes para su uso en una etapa posterior, al momento de construir el modelo dinámico de corrección de errores, más que la eficiencia de los mismos.

	ICOSED	INTMH	IPSA	PIB
ICOSED	1,00			
INTMH	-0,66	1,00		
IPSA	0,86	-0,52	1,00	
PIB	0,93	-0,49	0,91	1,00

Tabla 6: Coeficiente de correlación entre regresoras

Los problemas de multicolinealidad suele presentarse en series de tiempo que comparten una tendencia común a largo plazo, en este caso las variables Producto Interno Bruto, Índice de Costo de Edificación e Índice de Precios Selectivo de Acciones conllevan un patrón común creciente a través de la serie. El principal problema con la multicolinealidad es que los estimadores de mínimos cuadrados de coeficientes de variables involucradas en las dependencias lineales tienen grandes varianzas. Todos los efectos adversos adicionales son consecuencia de estas grandes variaciones: las estimaciones en sí son a menudo grandes y

⁷ Consistencia es la propiedad de un estimador de convergir en probabilidad al parámetro a estimar, mientras que eficiencia es la propiedad de poseer mínima varianza o en términos relativos tener menos varianza que otro.



pueden tener signos que no concuerdan con las propiedades teóricas conocidas de las variables. Además, las estadísticas F parciales son altamente dependientes y poco confiables para su uso en la selección de variables (Mansfield & Helms, 2012).

Para testear la multicolinealidad obtenemos los valores del Factor Inflacionario de la Varianza (VIF) para cada una de las variables, este indicador presenta la forma como la varianza de un estimador se infla con la presencia de multicolinealidad.

	VIF no centrado	VIF centrado
ICOSED	4.051,83	6,63
INTMH	237,47	2,46
IPSA	16.101,95	13,96
PIB	22.869,55	17,70
C	3.114,41	N/A

Tabla 7: VIF para variables Modelo 1

Se estima que entre los valores de 5 y 10 existen problemas de multicolinealidad leves y sobre 10 existen problemas graves. En el caso del Modelo 1 claramente aparecen problemas de multicolinealidad en las variables IPSA y PIB.

En consideración del claro problema de multicolinealidad del Modelo 1 se procede a estimar un modelo que considera el Índice de Costos de Edificación, la tasa de interés de los mutuos hipotecarios y el Índice de Precios Selectivo de Acciones (Modelo 2) y otro que considera las dos primeras variables del modelo anterior y el Producto Interno Bruto (Modelo 3), los resultados para ambas regresiones pueden apreciarse en Tabla 5.

Ambos modelos presenta un alto coeficiente de determinación ($R^2 = 0,97$ para Modelo 3 y $R^2 = 0,96$ para Modelo 4) y todas las variables resultan significativas al 5%, sin embargo en Modelo 3 se aprecia un estadístico de Durwin Watson por debajo del coeficiente de determinación ($d=0,54$), lo anterior podría ser indicio del problema de regresión espúrea



planteado anteriormente. Adicionalmente se presentan los valores VIF en ambos modelos para establecer si los problemas de multicolinealidad persisten con los ajustes a las variables realizados:

	Modelo 2		Modelo 3	
	VIF no centrado	VIF centrado	VIF no centrado	VIF centrado
ICOSD	5.532,22	4,79	15.577,57	13,50
INTMH	170,88	1,77	217,77	2,26
IPSA	2.303,02	3,77		
PIB			12.998,84	10,06
C	3.112,17	N/A	3.043,73	N/A

Tabla 8: VIF para variables Modelos 2 y 3.

Se aprecia que en el modelo que contiene el Producto Interno Bruto (Modelo 3) persisten los problemas de multicolinealidad (valores sobre 10 en dos de las tres regresoras), sin embargo en Modelo 2 no se aprecian problemas de este tipo.

Adicionalmente se presenta un modelo de dos variables (ICOSD e IPSA), sin embargo este modelo pierde calidad con un R^2 de 0,95 y un estadístico de Durwin Watson muy bajo ($d=0,538$). Todas las demás combinaciones de variables presentan valores R^2 por debajo de 0,95 en conjunto con aún más bajos estadísticos de Durwin Watson.

A continuación se procede a establecer si los modelos presentados están cointegrados, es decir responden a un equilibrio de largo plazo. Para cada una de las regresiones se aplica la metodología de Engle Granger determinando si los errores de la ecuación de equilibrio de largo plazo son estacionarios, para esto se aplica la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada, sin embargo deben considerarse valores críticos especialmente tabulados para testeos de cointegración, lo anterior dado que aunque existe una similitud entre las pruebas de cointegración y las pruebas de raíces unitarias, estas no son idénticas, las pruebas de raíces unitarias se realizan en series temporales univariadas; por



el contrario, la cointegración trata la relación entre un grupo de variables, donde necesariamente cada una tiene una raíz unitaria (Dickey, Jansen, & Thornton, 1991). Para el testeo se utilizan los valores tabulados por MacKinnon (1996) para modelo con intercepto, los resultados se presentan a continuación en Tabla 9.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
DFA calculado	-4,475	-4,349	-3,013	-3,460
DFA Critico @5%	-4,419	-4,100	-4,100	-3,743
Resultado	Cointegrado	Cointegrado	No Cointegrado	No Cointegrado

Tabla 9: Análisis de cointegración sobre errores del modelo de regresión

Para Modelo 1 y Modelo 2 se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y por lo tanto se concluye que los errores son series estacionarias y los respectivos modelos se encuentran cointegrados, sin embargo para modelos para Modelo 3 y Modelo 4 no es posible rechazar la hipótesis nula de que la series de errores son del tipo no estacionaria (presentan raíz unitaria), por lo tanto se concluye que dichos modelos no se encuentran cointegrados.

Considerando que Modelo 1 presenta alta multicolinealidad y la variable PIB se presenta como poco significativa, se considera como modelo de equilibrio de largo plazo el Modelo 2, en Figura 13 se visualiza la evolución del índice real comparada con la serie estimada en el largo plazo, además se presenta la serie de residuos para el mismo modelo, en esta claramente se puede visualizar la tendencia estacionaria de la misma.

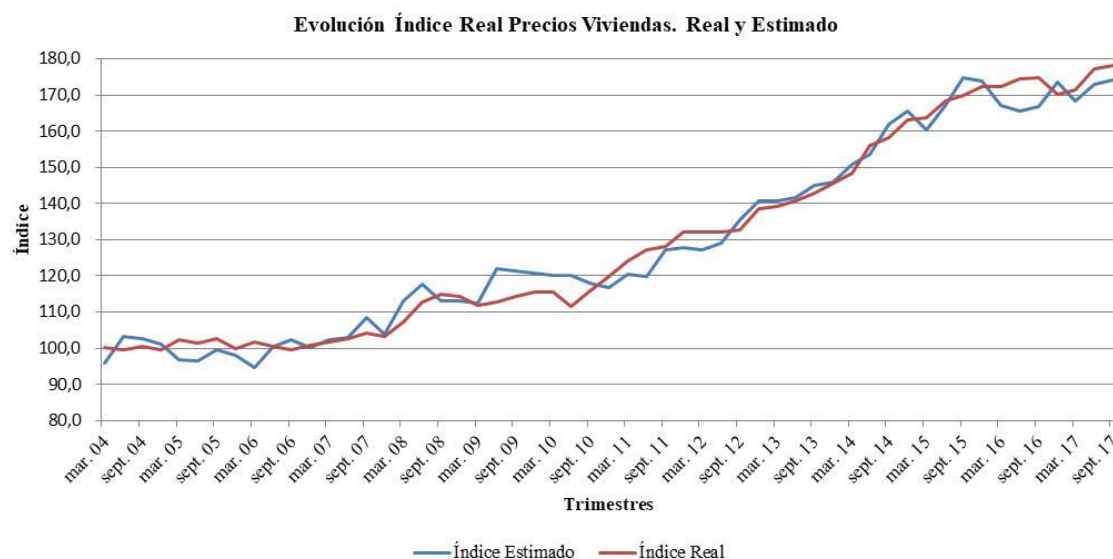


Figura 13: Serie Índice Real Precios Viviendas y serie estimada Modelo Largo Plazo, periodo 2014 a 2017 (Elaboración Propia).

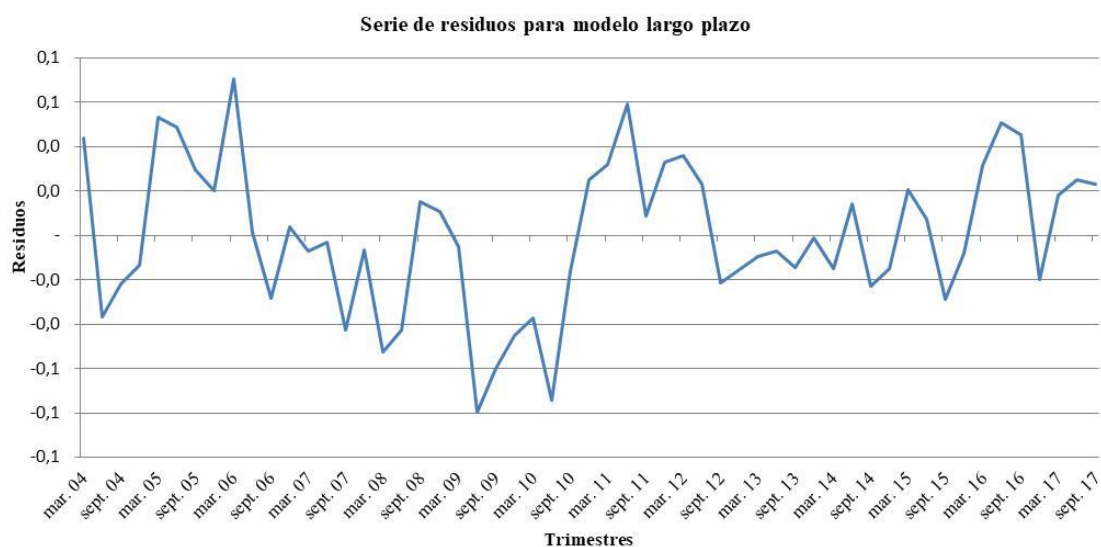


Figura 14: Serie residuos para Modelo Largo Plazo, periodo 2014 a 2017 (Elaboración Propia).

En definitiva, con los valores obtenidos en Tabla 5 nuestro modelo de largo plazo o ecuación de cointegración para el Índice Real de Precios de Viviendas queda definido como:

$$IPV_t = 0,054 - 0,391 * INTMH_t + 0,838 * ICOSD_t - 0,195 * IPSA_t + \varepsilon_t \quad (39)$$



De este modo el precio de equilibrio mantiene una relación positiva y muy significativa con el Índice de Costos de Edificación, y una relación negativa con la tasa de interés de los mutuos hipotecarios y el Índice de Precios Selectivo de Acciones.

A continuación se establecen las ecuaciones de cointegración o relaciones de largo plazo para el Índice Real de Precios de Departamentos el Índice Real de Precios de Casas, el Índice Real de Precios de Departamentos en Sector Nororiente y el Índice Real de Precios de Departamentos en Santiago Centro. Para las ecuaciones de cointegración se consideraron las mismas variables fundamentales que las establecidas previamente para el modelo con el Índice General, los resultados se presentan a continuación en Tabla 10:

Variables	Departamentos	Casas	Deptos. Oriente	Deptos. Stgo. Centro
INTMH	-0,544	-0,338	-0,628	-0,552
t	* 10,550	* 7,862	* 10,028	* 10,776
ICOSED	0,859	0,715	0,966	0,777
t	* 15,977	* 15,943	* 14,790	* 14,550
IPSA	-0,279	-0,107	-0,343	-0,227
t	* 7,853	* 3,614	* 7,941	* 6,425
CONSTANTE	0,764	0,327	0,529	1,047
t	2,281	1,171	1,301	* 3,146
Coefficiente R^2	0,96	0,96	0,95	0,96
Durwin Watson	1,203	0,711	1,216	1,246
F de la regresión	386,780	453,469	320,397	369,266

Tabla 10: Modelos de largo plazo a través mínimos cuadrados . * Coeficiente significativo al 5%

Se aprecia que todas las variables explicativas resultaron significativas al 5% y guardan las mismas relaciones con los respectivos índices (positiva para Índice Costos Edificación y negativa para tasa interés mutuos hipotecarios e Índice Precios Selectivo Acciones). Por otro lado todas las regresiones muestran elevados coeficientes R^2 y altos valores de estadístico F, sin embargo en el caso del índice de casas se aprecia un muy bajo valor para el estadístico de



Durwin Watson, lo cual nos podría llevar a pensar que nos encontramos frente al típico caso de una regresión espúrea. A continuación se realiza el testeo de raíz unitaria sobre los residuos de cada una de las ecuaciones para establecer si nos encontramos frente a modelos cointegrados o simplemente regresiones espúreas.

	Departamentos	Casas	Deptos. Oriente	Deptos. Stgo. Centro
DFA calculado	-4,833	-3,354	-4,853	-4,943
DFA Critico @5%	-4,100	-4,100	-4,100	-4,100
Resultado	Cointegrado	No cointegrado	Cointegrado	Cointegrado

Tabla 11: Análisis de cointegración sobre errores del modelo de regresión

Contrastando los valores DFA calculados con los valores críticos al 5% (Tabla 11) apreciamos que todos los modelos asociados a departamentos están consistentemente cointegrados (podríamos incluso rechazar al 1% de significancia con un valor crítico de -4,6). En contrapunto, en el modelo de casas no existe cointegración al 5% de significancia, por lo que tal cual se sospechaba, dado el bajo estadístico de Durwin Watson, nos encontramos frente a una regresión espúrea.

5.3.4 Estimación de la relación de corto plazo o Modelo de Corrección de Errores.

Se selecciona un modelo de corrección de errores para el Índice Real de Precios de Viviendas utilizando la estrategia propuesta por Engle y Granger (1987), partiendo de un modelo general y simple para luego incorporar rezagos a las variables. El modelo general consideraba los errores rezagados de la ecuación de cointegración más las primeras diferencias de cada variable (MCE 1), en una segunda etapa se incorporó la variable de primeras diferencias del IPV con un rezago (MCE 2), mejorando el modelo en cuando a R^2 y manteniendo una alta significancia para el término de corrección de errores, también se



aprecia una mejora en el indicador de Durwin Watson pasando de 1,76 a 2,026. La incorporación de un rezago en las regresoras (MCE 3) también genera una mejora en el coeficiente de determinación y mejora la significancia de los residuos de corrección de errores respecto a los dos modelos anteriores, sin embargo con mayor cantidad de rezagos (MCE 4) el término de corrección de error pierde significancia, lo cual va en contra del objetivo de la construcción del modelo en sí. Los resultados de este procedimiento se resumen en Tabla 12.

En definitiva la ecuación de corto plazo para los índices de precios respectivos considera un modelo cuya variable explicada es la primera diferencia del índice de precios respectivo, mientras que las regresoras corresponde a una variable de corrección de errores proveniente de los residuos de la ecuación de largo plazo con un rezago, las primeras diferencias de las tres variables explicativas (IPSA, INTMH e ICOSD), finalmente se incorpora un término autoregresivo de las primeras diferencias para todas las variables (MCE 3). De este modo nuestra ecuación de corrección de errores queda definida de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta IPV_t = & 0,009 - 0,262 * \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,170 * \Delta IPV_{t-1} - 0,065 * \Delta INTMH_t + 0,229 * \Delta ICOSD_t - 0,032 \\ & * \Delta IPSA_t + 0,005 * \Delta INTMH_{t-1} - 0,190 * \Delta ICOSD_{t-1} - 0,022 * IPSA_{t-1} \\ & + \mu \end{aligned} \quad (40)$$

Variables		MCE 1	MCE 2	MCE 3	MCE 4
RESIDUOS(-1)		-0,221	-0,218	-0,262	-0,236
	t	-2,731	-2,675	-2,762	-2,092
CONSTANTE		0,008	0,007	0,009	0,006
	t	2,681	1,920	2,284	1,149
$\Delta(\text{IPSA})$		-0,040	-0,033	-0,032	-0,020
	t	1,190	-0,912	-0,855	-0,472
$\Delta(\text{INTMH})$		-0,061	-0,075	-0,065	-0,062
	t	-1,652	-1,929	-1,605	-1,354
$\Delta(\text{ICOSED})$		0,200	0,200	0,229	0,233
	t	1,589	1,578	1,751	1,659
$\Delta(\text{IPV}(-1))$			0,124	0,170	0,168
	t		0,866	1,106	1,010
$\Delta(\text{IPSA}(-1))$				-0,022	-0,016
	t			-0,713	-0,403
$\Delta(\text{INTMH}(-1))$				0,005	-0,013
	t			0,117	-0,269
$\Delta(\text{ICOSED}(-1))$				-0,190	-0,186
	t			-1,229	-1,129
$\Delta(\text{IPV}(-2))$					0,076
	t				0,429
$\Delta(\text{IPSA}(-2))$					-0,006
	t				-0,168
$\Delta(\text{INTMH}(-2))$					0,004
	t				0,087
$\Delta(\text{ICOSED}(-2))$					0,111
	t				0,652
Coeficiente R^2		0,18	0,19	0,23	0,25
C.I. Akaike		-5,175	-5,150	-5,082	-4,926
Suma cuadrados residuos		0,015	0,014	0,014	0,013
Durwin Watson		1,762	2,026	1,994	1,986

Tabla 12: Modelos de corrección de errores con variable dependiente $\Delta(\text{IPV})$

Se observa que en Ecuación 40 el coeficiente de corrección de errores presenta el signo correcto y es significativo, lo que indica que el Índice Real de Precios de Viviendas se ajusta a sus variables fundamentales con un rezago y alrededor del 26% del de la discrepancia se corrige en un trimestre.



Se procede a continuación a establecer un testeo de normalidad de los residuos de nuestra ecuación de corto plazo a través de una prueba de Jarque Bera, la violación de la suposición de normalidad puede llevar al uso de estimadores sub óptimos, declaraciones inferenciales inválidas y conclusiones inexactas. Ahora bien, tal cual lo señalan sus autores en el artículo “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals”, independientemente de la existencia o no de un término constante en la regresión, la estadística es extremadamente simple de computar requiriendo solo los primeros cuatro momentos muestrales de los residuos de mínimos cuadrados ordinarios (Jarque & Bera, 1987). El estadístico de este modo queda definido como:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \quad (41)$$

Donde S corresponde al coeficiente de asimetría y K a la curtosis de la serie de residuos. Remplazando los valores⁸ en Ecuación 41 se obtiene un $JB = 1,296$ y considerando que este estadístico sigue una distribución χ^2 con un valor crítico al 5% de significancia de 5.99, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos están normalmente distribuidos (valor $p = 0.52$).

En segundo lugar se testea la ausencia de heteroscedasticidad en el modelo, ya que es sabido que esta genera perturbaciones en un modelo lineal lo cual conduce a estimaciones de parámetros consistentes pero ineficientes y estimaciones inconsistentes de la matriz de covarianza. Como resultado, se extraerán inferencias erróneas al probar hipótesis estadísticas en presencia de heterocedasticidad (White A. , 1980). Para detectar la posible existencia de heteroscedasticidad se realiza un test de White generando una ecuación auxiliar que contiene las regresoras, sus valores al cuadrado y los productos cruzados de las mismas, estableciendo

⁸ Los valores para estadístico Jarque Vera son los siguientes: $K=3.437$ y $S= -0.167$



como variable explicada los errores al cuadrado, la hipótesis nula es que existe homocedasticidad, es decir si rechazamos la hipótesis nula estamos aceptando la presencia de heteroscedasticidad. Del modelo establecido se obtiene un $R^2 = 0,795$ y con esto se calcula el estadístico $n * R^2$ para compararlo con una χ^2_{44} al 5% de significancia (44 grados de libertad corresponde a la cantidad regresoras del modelo auxiliar). Dado que $n * R^2 = 42.136$ es menor a $\chi^2_{44} = 61.65$ no se puede rechazar la hipótesis nula y se concluye que no hay heteroscedasticidad en el modelo.

En tercer lugar se realiza una prueba de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Godfrey para detectar correlación serial en los residuos, la hipótesis nula de la prueba es que no existe una correlación serial hasta el orden ρ de retraso, donde ρ es un número entero especificado previamente. Está demostrado que $(n - \rho) * R^2$ se distribuye como χ^2_ρ , por lo que si $(n - \rho) * R^2$ excede el valor crítico en el nivel de significancia se rechaza la hipótesis nula. A continuación se presentan los resultados del test hasta cuatro grados de rezago:

ρ	R^2	$(n-\rho)*R^2$	χ^2_ρ
1	0,0000	0,0000	3,8415
2	0,0131	0,6947	5,9915
3	0,0234	1,2158	7,8147
4	0,0300	1,5286	9,4877

Tabla 13: Test Breusch-Godfrey para autocorrelación

De acuerdo a resultados Tabla 13 no es posible rechazar hipótesis nula y por lo tanto se concluye que no existe autocorrelación hasta el cuarto rezago de acuerdo a test de Breusch-Godfrey.

Se procede a establecer el mismo procedimiento para el índice asociado a departamentos (Tabla 14), se aprecia que a medida que aumenta el número de rezagos a través de los tres



primeros modelos los residuos pierden significancia lentamente⁹, pero mejora el coeficiente de determinación hasta llegar a un 0,21 en el tercer modelo; por otra parte para el modelo con dos rezagos (MCE Depto. 4) los residuos pierden significancia al 10% y se descarta inmediatamente. Sin embargo, realizando un testeo de normalidad nos enfrentamos a tres modelos en los cuales los residuos no se distribuyen normalmente¹⁰, de acuerdo lo anterior se procede a iterar rezagos en las variables para establecer un modelo en que el término de corrección de error sea significativo al 10% y los residuos del modelo se distribuyan normalmente. De este modo, de acuerdo al procedimiento señalado se define un modelo en el cual quedan establecidas como regresoras, además del término de corrección de error, las primeras diferencias de todas las variables y las primeras diferencias del índice de precios retardadas hasta el sexto rezago. En consideración de lo anterior definimos a nuestro modelo ajustado (MCE Depto.5) como el modelo de corrección de errores para el índice de departamentos (IPVD) quedando la ecuación definida como:

$$\begin{aligned} \Delta IPVD_t = & 0,002 - 0,169 * \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0,045 * \Delta INTMH_t + 0,286 * \Delta ICOSSED_t - 0,018 * \Delta IPSA_t + 0,035 \\ & * \Delta IPVD_{t-1} + 0,133 * \Delta IPVD_{t-2} - 0,038 * \Delta IPVD_{t-3} + 0,082 * \Delta IPVD_{t-4} + 0,273 \\ & * \Delta IPVD_{t-5} - 0,001 * \Delta IPVD_{t-6} + \mu \end{aligned} \quad (42)$$

⁹ p valor residuos.₁(MCE Depto. 1) = 0,0201 ; p valor residuos.₁(MCE Depto. 2) = 0,0203; p valor residuos.₁(MCE Depto. 3) = 0,0212; p valor residuos.₁(MCE Depto. 3) = 0,1191

¹⁰ Estadístico Jarque Bera (MCE Depto. 1) = 12,905 ; Estadístico Jarque Bera (MCE Depto. 2) = 16,848 ; Estadístico Jarque Bera (MCE Depto.3) = 12,980 Valor crítico para aceptar normalidad $\chi^2_2 = 5,99$.



Variables		MCE Depto. 1	MCE Depto. 2	MCE Depto. 3	MCE Depto. 4	MCE Depto. 5
RESIDUOS(-1)		-0,191	-0,194	-0,225	-0,176	-0,169
	t	-2,404	2,402	-2,390	-1,594	-1,719
CONSTANTE		0,008	0,007	0,011	0,006	0,002
	t	2,185	1,722	2,368	1,043	0,353
$\Delta(\text{IPSA})$		-0,026	-0,019	-0,020	0,015	-0,018
	t	-0,612	-0,422	-0,431	0,307	-0,307
$\Delta(\text{INTMH})$		-0,029	-0,041	-0,016	0,007	-0,045
	t	-0,628	-0,840	-0,312	0,130	-0,785
$\Delta(\text{ICOSED})$		0,217	0,212	0,252	0,272	0,286
	t	1,416	1,365	1,608	1,673	1,648
$\Delta(\text{IPVD}(-1))$			0,092	0,147	0,167	0,035
	t		0,620	0,961	1,013	0,211
$\Delta(\text{IPSA}(-1))$				-0,011	0,005	
	t			-0,285	0,103	
$\Delta(\text{INTMH}(-1))$				-0,004	-0,043	
	t			-0,084	-0,719	
$\Delta(\text{ICOSED}(-1))$				-0,329	-0,353	
	t			-1,839	-1,920	
$\Delta(\text{IPVD}(-2))$					0,168	0,133
	t				0,996	0,853
$\Delta(\text{IPSA}(-2))$					-0,044	
	t				-1,072	
$\Delta(\text{INTMH}(-2))$					-0,010	
	t				-0,191	
$\Delta(\text{ICOSED}(-2))$					0,196	
	t				1,010	
$\Delta(\text{IPVD}(-3))$						-0,038
	t					-0,244
$\Delta(\text{IPVD}(-4))$						0,082
	t					0,515
$\Delta(\text{IPVD}(-5))$						0,273
	t					1,716
$\Delta(\text{IPVD}(-6))$						-0,001
	t					-0,006
Coeficiente R^2		0,15	0,15	0,21	0,29	0,23
C.I. Akaike		-4,788	-4,750	-4,716	-4,641	-4,576
Suma cuadrados residuos		0,022	0,021	0,020	0,018	0,018
Durwin Watson		1,774	1,991	1,967	1,998	1,942

Tabla 14: Modelos de corrección de errores con variable dependiente $\Delta(\text{IPVD})$

Del mismo modo que en el caso del índice general se procede a testear normalidad, homoscedasticidad (no heteroscedasticidad) y la inexistencia de correlación serial para los residuos del modelo definido, los resultados de las pruebas pueden apreciarse en Tabla 15.



Hipótesis Nula (H_0)	Prueba	Valor calculado	Valor crítico	Resultado
Normalidad	Jarque Bera	5,850	5,990	No se rechaza H_0
Homoscedasticidad	White	4,685	18,307	No se rechaza H_0
No correlación serial 1 rezago	Breusch-Godfrey	0,779	3,842	No se rechaza H_0
No correlación serial 2 rezago	Breusch-Godfrey	0,870	5,992	No se rechaza H_0
No correlación serial 3 rezago	Breusch-Godfrey	1,521	7,815	No se rechaza H_0
No correlación serial 4 rezago	Breusch-Godfrey	3,188	9,488	No se rechaza H_0

Tabla 15: Pruebas para residuos modelo corrección de errores departamentos (MCE Depto. 5)

Variables		MCE D.Ori. 1	MCE D.Ori. 2	MCE D.Ori. 3	MCE D.Ori. 4	MCE D.Ori. 5
RESIDUOS(-1)		-0,228	-0,230	-0,254	-0,242	-0,235
	t	-2,669	-2,626	-2,509	-2,063	-1,922
CONSTANTE		0,008	0,008	0,013	0,012	0,013
	t	1,628	1,443	2,129	1,542	1,316
Δ (IPSA)		-0,024	-0,022	-0,022	0,018	0,003
	t	-0,425	-0,371	-0,355	0,264	0,042
Δ (INTMH)		-0,033	-0,042	-0,008	0,035	0,020
	t	-0,555	-0,660	-0,119	0,476	0,257
Δ (ICOSED)		0,255	0,253	0,304	0,306	0,310
	t	1,255	1,217	1,443	1,394	1,286
Δ (IPVDO(-1))			0,031	0,080	0,093	0,071
	t		0,209	0,522	0,546	0,398
Δ (IPSA(-1))				-0,025	0,010	-0,002
	t			-0,481	0,160	-0,024
Δ (INTMH(-1))				-0,012	-0,023	-0,044
	t			-0,176	-0,290	-0,505
Δ (ICOSED(-1))				-0,416	-0,455	-0,442
	t			-1,762	-1,869	-1,716
Δ (IPVDO(-2))					0,182	0,165
	t				1,088	0,928
Δ (IPSA(-2))					-0,089	-0,115
	t				-1,589	-1,638
Δ (INTMH(-2))					0,002	-0,018
	t				0,027	-0,240
Δ (ICOSED(-2))					-0,014	0,030
	t				-0,053	0,110
Δ (IPVDO(-3))						-0,059
	t					-0,321
Δ (IPVDO(-4))						-0,032
	t					-0,182
Coefficiente R^2		0,17	0,16	0,23	0,30	0,32
C.I. Akaike		-4,219	-4,165	-4,127	-4,046	-3,948
Suma cuadrados residuos		0,039	0,038	0,036	0,032	0,031
Durwin Watson		1,888	1,957	2,033	1,959	1,916

Tabla 16: Modelos de corrección de errores con variable dependiente Δ (IPVDO)



En Tabla 16 se desarrolla el modelo de corrección de errores para departamentos del Sector Nororiente de la Región Metropolitana, en los cuatro primeros modelos los residuos de corrección de error son significativos al 5%, por lo tanto sería factible aceptar el modelo 4 (MCE D.Ori. 4) considerando el elevado coeficiente de determinación que presenta en relación al a los tres primeros, sin embargo al realizar una prueba de normalidad en los residuos se aprecia que estos no se distribuyen normalmente, idéntica conclusión se aprecia si aplicamos el test a los modelos MCE D.Ori. 1, MCE D.Ori. 2 y MCE D.Ori. 3¹¹. Al realizar mayor cantidad de rezagos sobre la primera diferencia del índice se aprecia que los residuos convergen hacia una distribución normal, de hecho con dos rezagos adicionales (MCE D.Ori. 5) se configura un modelo sin problemas de normalidad, heteroscedasticidad o correlación serial, por otro lado los residuos del término de corrección de error se presentan significativos al 10% (p-valor = 0,062). En definitiva la ecuación para la dinámica de corto plazo queda definida de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta IPVDO_t = & 0,013 - 0,235 * \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,071 * \Delta IPV_{t-1} + 0,020 * \Delta INTMH_t + 0,310 * \Delta ICOSSED_t + 0,003 \\ & * \Delta IPSA_t - 0,044 * \Delta INTMH_{t-1} - 0,442 * \Delta ICOSSED_{t-1} - 0,002 * IPSA_{t-1} - 0,018 \\ & * \Delta INTMH_{t-2} + 0,030 * \Delta ICOSSED_{t-2} - 0,115 * IPSA_{t-2} + 0,165 * \Delta IPV_{t-2} - 0,059 \\ & * \Delta IPV_{t-3} - 0,032 * \Delta IPV_{t-4} + \mu \end{aligned} \quad (43)$$

Los resultados de las pruebas sobre los residuos mencionadas anteriormente se presentan a continuación en Tabla 17:

¹¹ Estadístico Jarque Bera (MCE D.Ori. 1) = 15,119 ; Estadístico Jarque Bera (MCE D.Ori. 2) = 15,582 ; Estadístico Jarque Bera (MCE D.Ori. 3) = 10,039 ; Estadístico Jarque Bera (MCE D.Ori. 4) = 9,847. Valor crítico para aceptar normalidad $\chi^2_2 = 5,99$.



Hipótesis Nula (H_0)	Prueba	Valor calculado	Valor crítico	Resultado
Normalidad	Jarque Bera	5,910	5,990	No se rechaza H_0
Homocedasticidad	White	5,645	23,685	No se rechaza H_0
No correlación serial 1 rezago	Breusch-Godfrey	0,875	3,842	No se rechaza H_0
No correlación serial 2 rezago	Breusch-Godfrey	0,876	5,992	No se rechaza H_0
No correlación serial 3 rezago	Breusch-Godfrey	3,106	7,815	No se rechaza H_0
No correlación serial 4 rezago	Breusch-Godfrey	4,365	9,488	No se rechaza H_0

Tabla 17: Pruebas para residuos modelo corrección de errores departamentos en Sector Oriente de la Región Metropolitana (MCE D.Ori. 5)

En Tabla 18 se presentan modelos de corrección de error para departamentos en Santiago Centro, se aprecia como los residuos de corrección de error pierden significancia a medida que se aumentan los rezagos, se elige el primero de los modelos propuestos (MCE D.S.C. 1) considerando el punto anterior y el hecho de que entre los modelos 1 y 2 no existe una mejora en cuanto al coeficiente de determinación, por otra parte en modelos 3 y 4 los residuos pierden significancia al 10%. La ecuación que representa la dinámica de corto plazo para el índice de precios asociado a departamentos en Santiago Centro queda definida como:

$$\Delta IPVDS_t = 0,012 - 0,161 * \hat{\varepsilon}_{t-1} - 0,022 * \Delta INTMH_t - 0,014 * \Delta ICOSD_t - 0,033 * \Delta IPSA_t + \mu \quad (44)$$



Variables		MCE D.S.C. 1	MCE D.S.C. 2	MCE D.S.C. 3	MCE D.S.C. 4
RESIDUOS(-1)		-0,161	-0,165	-0,157	-0,116
	t	-1,886	-1,882	-1,556	-1,009
CONSTANTE		0,012	0,012	0,015	0,009
	t	3,148	2,717	3,071	1,479
$\Delta(\text{IPSA})$		-0,033	-0,037	-0,032	-0,028
	t	-0,825	-0,898	-0,770	-0,667
$\Delta(\text{INTMH})$		-0,022	-0,041	-0,033	-0,066
	t	-0,437	-0,770	-0,593	-1,157
$\Delta(\text{ICOSSED})$		-0,014	-0,004	0,013	0,031
	t	-0,086	-0,023	0,078	0,188
$\Delta(\text{IPVDS}(-1))$			0,038	0,020	-0,015
	t		0,250	0,136	-0,089
$\Delta(\text{IPSA}(-1))$				-0,076	-0,105
	t			-1,965	-2,348
$\Delta(\text{INTMH}(-1))$				-0,019	-0,071
	t			-0,381	-1,196
$\Delta(\text{ICOSSED}(-1))$				-0,101	-0,081
	t			-0,562	-0,454
$\Delta(\text{IPVDS}(-2))$					0,028
	t				0,183
$\Delta(\text{IPSA}(-2))$					0,043
	t				1,041
$\Delta(\text{INTMH}(-2))$					-0,044
	t				-0,873
$\Delta(\text{ICOSSED}(-2))$					0,311
	t				1,733
Coeficiente R^2		0,08	0,08	0,16	0,28
C.I. Akaike		-4,725	-4,707	-4,687	-4,661
Suma cuadrados residuos		0,023	0,022	0,020	0,017
Durwin Watson		1,841	2,026	1,883	1,848

Tabla 18: Modelos de corrección de errores con variable dependiente $\Delta(\text{IPVDS})$

Los resultados de pruebas de normalidad, heteroscedasticidad y correlación serial para el modelo de corto plazo asociado a departamentos en Santiago Centro son los siguientes:

Hipótesis Nula (H_0)	Prueba	Valor calculado	Valor crítico	Resultado
Normalidad	Jarque Bera	1,335	5,990	No se rechaza H_0
Homescedasticidad	White	9,924	23,685	No se rechaza H_0
No correlación serial 1 rezago	Breusch-Godfrey	0,111	3,842	No se rechaza H_0
No correlación serial 2 rezago	Breusch-Godfrey	1,848	5,992	No se rechaza H_0
No correlación serial 3 rezago	Breusch-Godfrey	2,125	7,815	No se rechaza H_0
No correlación serial 4 rezago	Breusch-Godfrey	2,290	9,488	No se rechaza H_0

Tabla 19: Pruebas para residuos modelo corrección de errores departamentos en Santiago Centro de la Región Metropolitana (MCE D.S.C. 1)



5.4 Discusión de los resultados.

Los resultados del modelo de largo plazo establecido para el índice general son similares a otras investigaciones realizadas en el ámbito internacional y para el mercado chileno en particular. En primer lugar el coeficiente del costo de construcción; el cual presente un valor de 0,84; es positivo y altamente significativo, implicando que un aumento del 1% en esta variable se traduce en un aumento en precios en un 0,84% en el largo plazo. Este resultado es coherente con los estudios previos desarrollados para Chile por Silva y Vio (2015) e Idrovo y Lennon (2013), en dichas investigaciones los coeficientes en el largo plazo alcanzaron valores de 0,49 y 1,04 respectivamente. Por otro lado a nivel internacional se aprecia un comportamiento similar de esta variable con los resultados obtenidos por Adams y Füs (2010) para países como Canadá, Dinamarca e Italia¹². Con lo anterior se valida el postulado de que mayores costos de construcción podrían generar una construcción en la oferta con un consecuente aumento en el precio de mercado de los inmuebles.

En segundo lugar el coeficiente asociado a la tasa de interés de los mutuos hipotecarios presenta un impacto negativo en el precio de las viviendas, con un coeficiente de -0,39; lo cual resulta coherente con la teoría que indica que una disminución del costo del crédito para los potenciales compradores aumenta la disposición a adquirir una vivienda. Estos resultados también coinciden con varios estudios desarrollados en el contexto chileno (Idrovo & Lennon, 2013; Silva & Vio, 2015; Cubeddu, Tovar, & Tsounta, 2012) e internacional (Glindro, Subhanij, Szeto, & Zhu, 2011; Coremberg, 2000; Arestis & González, 2013; Adams & Füss, 2010).

¹² Los valores de los coeficientes para estos países fueron 0,75 para Canadá, 0,93 para Dinamarca y 0,77 para Italia.



Finalmente el Índice de Precios Selectivo de Acciones también presenta una relación negativa con los precios de viviendas, con un coeficiente de $-0,20$; lo que equivale a señalar que un aumento de un 1% disminuye los precios en un 0,2%. Este fenómeno es identificado en investigaciones previas llevadas a cabo en Chile por Desormeaux (2012) e Idrovo y Lennon (2011) y en Argentina por Coremberg (2000), en estas se señala que los activos del mercado bursátil actúan como sustitutos a los activos en vivienda, es decir los aumentos en el índice accionario generan expectativas de mayor rentabilidad, provocando una caída en la demanda por otros activos alternativos, como los inmobiliarios.

Respecto a los índices de precios segmentados, se aprecia que en el modelo de largo plazo para departamentos del Sector Nororiente todos los coeficientes presentan sus mayores valores (en valor absoluto), es decir el precio resulta más sensible ante los cambios en sus variables fundamentales, por ejemplo un aumento en un 1% en la tasa de interés genera una disminución en precios del 0,63%, bastante por encima del 0,39% observado para el modelo general o del 0,34% arrojado para el modelo del producto casas. En contraparte los menores coeficientes se presentan en el segmento de las casas, el cual es precisamente el único modelo que se presenta como no cointegrado de acuerdo al análisis realizado, las razones de este fenómeno y la búsqueda de un modelo de equilibrio para este segmento abren un espacio de estudio para futuras investigaciones.

Por otra parte, en el modelo de corto plazo para el índice general se aprecia que el coeficiente de corrección de errores resulta significativo al 5% y presenta el signo correcto, el valor del coeficiente indica que el 26% de la discrepancia entre el largo plazo y el corto plazo se corrige en un trimestre. En el estudio de Silva y Vio (2015), se encuentra un ajuste del 40% cada trimestre para el mercado chileno, por otra parte Cudebbu et al. (2012) estiman un ajuste mucho más rápido del 88% en igual periodo de tiempo; mucho más cercano al hallazgo



de la presente investigación se encuentra el ajuste del 8% mensual propuesto por Idrovo y Lennon (2013). Estos resultados indican que la dinámica de precios puede ser explicada por sus variables fundamentales. Si consideramos el estudio de Arestis y Gonzalez (2013) “Modelling the Housing Market in OECD Countries”, observamos que la velocidad de ajuste para el mercado chileno es más rápida que en cada uno de los países incluidos en dicha investigación, por ejemplo para Estados Unidos se estima un ajuste del 31% anual, para Reino Unido del 25%, para Dinamarca del 18% y para Noruega del 59%, estos últimos dos países presentan la menor y mayor velocidad de ajuste respectivamente.¹³

Por otra parte, para los modelos de corrección de error asociados a sub índices se aprecia que la significancia de los residuos es más baja que la establecida para el modelo general, sin embargo todos son significativos al 10% y presentan el signo correcto. El ajuste en el corto plazo se presenta más bajo para los departamentos en Santiago Centro (16,1%) y más elevado para departamentos en Sector Nororiente (23,5%).

Cabe mencionar que todos los modelos son diferentes en cuanto a su estructura de rezagos para dar cumplimiento al supuesto de normalidad de los residuos, asimismo no se aprecian problemas de autocorrelación de primer orden a través del estadístico de Durwin Watson, ni de orden superior hasta el cuarto retardo a través del test de Breusch-Godfrey realizado para cada modelo. Finalmente tampoco existen problemas de heteroscedasticidad en ninguno de los modelos propuestos.

¹³ Este estudio utiliza la misma metodología de la presenta investigación, sin embargo las variables explicativas son diferentes, en lo concreto se consideró: Ingreso Disponible, Impuestos sobre Vivienda, Inversión Residencial, Población, Volumen Créditos, Tasa Interés Créditos Vivienda, Balance en Cuenta Corriente.

CONCLUSIONES.

A través de la investigación desarrollada, utilizando la metodología de cointegración de Engle y Granger, se ha determinado un modelo de equilibrio de largo plazo en el cual las variables fundamentales que vienen a determinarlo están dadas por el costo de edificación, la tasa de interés de los créditos hipotecarios y un índice accionario representativo del mercado bursátil chileno, cabe destacar que el modelo señalado presenta un elevado ajuste medido a través de su coeficiente de determinación ($R^2=0,97$). Con respecto al resto de las regresoras propuestas originalmente, estas fueron excluidas del modelo final por diferentes razones metodológicas, en primer lugar el índice de incertidumbre económica utilizado corresponde a una serie de tiempo estacionaria que no puede ser integrada con series no estacionarias; en segundo término, la variable poblacional se descarta por no corresponder a una variable integrada de orden uno, condición necesaria para poder establecer una relación de cointegración y finalmente la variable de actividad económica es excluida por generar multicolinealidad entre las regresoras del modelo.

El modelo de largo plazo o ecuación general de cointegración se ajusta adecuadamente para los modelos asociados a los subgrupos departamentos, departamentos en Sector Nororiente de la Región Metropolitana y departamentos en Santiago Centro, sin embargo no se logra lo anterior para el segmento de casas, por lo tanto se abre un espacio de investigación futura para el establecimiento de las variables fundamentales que determinan el equilibrio de largo plazo en este grupo.

Se han definido además modelos de corrección de errores para cada uno de los segmentos que resultaron cointegrados, con ajustes de la discrepancia entre el corto y el largo plazo que varían entre un 16,1% cada trimestre para el segmento de departamentos en Santiago Centro a un 26,2% para el índice general de precios. Cada uno de los modelos



desarrollados presenta una definición en particular respecto a la estructura de los rezagos, lo anterior en función de la búsqueda del cumplimiento del supuesto de normalidad en la distribución de los residuos necesaria para establecer modelos robustos.

Para el diseño de los modelos se ha considerado un índices de precios representativo, en este contexto, luego del análisis de las dos series de índices de precios disponibles en la industria chilena, se seleccionó aquella elaborada por la Cámara Chilena de la Construcción a través de su Departamento de Estudios, ya que esta se encuentra asociada a las promesas de compraventa de las empresas informantes, por lo tanto representa fielmente las condiciones de mercado imperantes al momento de registrarse.

La metodología utilizada en el presente estudio es de amplia utilización para el estudio de series de tiempo no estacionarias y gran parte de la literatura revisada la utiliza para la determinación de las variables que determinan el equilibrio de precios en diferentes mercados, especialmente en aquellos más desarrollados que cuentan con series de datos de mayor extensión.

Finalmente cabe destacar que los hallazgos del presente estudio son coherentes con otras investigaciones realizadas en Chile y en otros países, lo anterior tanto por el lado de las variables fundamentales establecidas en el modelo de largo plazo, como por la velocidad de ajuste de precios del corto al largo plazo para la industria chilena. De este modo los resultados obtenidos constituyen un aporte empírico que podría resultar útil en el proceso de toma de decisiones de los diversos agentes que participan en la industria inmobiliaria nacional y también constituye un aporte metodológico en sí, en el sentido que su enfoque es práctico para su aplicación en diversos contextos.



BIBLIOGRAFÍA.

- Adams, Z., & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of internal housing markets. *Journal of Housing Economics*, 38-50.
- Adimark. (s.f). *Informe Trimestral Mercado Inmobiliario Gran Santiago Segundo Trimetre 2017*. Obtenido de https://www.adimark.cl/es/estudios/documentos/20170720_ioi%20%20%202t%202017.pdf
- Alexander, C. (1999). Optimal hedging using cointegration. *The Royal Society*, 2039-2058.
- Anghel, I., & Hristea, A. (2015). Some considerations regarding the international real estate market – present and future predictions. *Procedia Economics and Finance*, 32(15), 1442-1452.
- Arestis, P., & González, A. (2013). *Modelling the housing maket in OECD Countries*. New York: Levy Economics Institute.
- Arshanapalli, B., & Nelson, W. (2008). Cointegration and Application in Finance. En F. Fabozzi, *Handbook of Finance* (Vol. III, págs. 701-710). Chichester: John Wiley and Sons Ltd.
- Banco Central de Chile. (2014). Índice de Precios de Vivienda en Chile: Metodología y Resultados. *Estudios Económicos Estadísticos*(107), 1-27.
- Banco Central de Chile. (2017). *Informe de Estabilidad Financiera Primer Semestre 2017*. Santiago: Banco Central de Chile.
- Capozza, D., Hendershott, P., Mack, C., & Mayer, C. (2002). *Determinants of Real House Dynamics*. Boston: National Bureau of Economic Research.
- Cerda, R., Silva, A., & Valente, J. (2016). *Economic Uncertainty Impact in a Small Open Economy: The Case of Chile*. Santiago: Centro Latinoamericano de Políticas Económicas y Sociales.
- Coremberg, A. (2000). El precio de la vivienda en Argentina: un análisis econométrico de sus determinantes fundamentales. *Papeles de Población*, 6(23), 93-125.
- Cubeddu, L., Tovar, C., & Tsounta, E. (2012). *Latin America: Vulnerabilities Under Construction?* International Monetary Fund.
- Desormeaux , D., & Piguillem, F. (2003). *Precios Hedónicos e Índices de Precios de Viviendas*. Santiago: Cámara Chilena de la Construcción Gerencia de Estudios.



- Desormeaux, N. (2012). *¿Existe relación de largo plazo entre el precio de las viviendas con sus variables fundamentales?* Santiago: Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Díaz, M., Llorente, M., Lafuente, M., & Galguera, L. (2002). *El Precio de la Vivienda en Asturias. Una Modelización Econométrica*. Oviedo: Universidad de Oviedo.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Econometrica*, 1057-1072.
- Dickey, D., Jansen, D., & Thornton, D. (1991). A Primer On Cointegration with an Application to Money and Income. *Economic Review*, 58-78.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. Londres: John Wiley & Sons Inc.
- Engelhardt, G., & Poterba, J. (1991). House prices and demographic change Canadian evidence. *Regional Science and Urban Economics*, 539-546.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econométrica*, 55(2), 251-276.
- Engle, R., & Yoo, B. (1987). Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics*, 143-159.
- Fuller, W. (1996). *Introduction to Statistical Time Series*. Danvers: John Wiley & Sons, Inc.
- Gasparyniene, L., Venclauskiene, D., & Remeikine, R. (2013). Critical Review of selected housing market models concerning the factors that make influence on housing price level formation in the countries with transition economy. *Contemporary Issues in Business, Management and Education*, 419-427.
- Gila, A., & Novás, M. (2012). El Uso del Método Hedónico Para Ajustar los Cambios de Calidad: la Experiencia del IPV. *Estadística Española*, 54(179), 299-310.
- Glindro, E., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2011). Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies. *International Journal of Central Banking*, 163-204.
- Granger, C. (1986). Developments in the study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 213--228.
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 111-120.
- Greene, W. (2002). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hill.



- Gujarati, D., & Porter, D. (2010). *Econometría*. México DF: McGraw-Hill/Interamericana Editores.
- Hort, K. (1998). The determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994. *Journal of Housing Economics*, 93-120.
- Idrovo, B., & Lennon, J. (2011). Índice de Precios de Viviendas Nuevas para el Gran Santiago. *Documentos de Trabajo Cámara Chilena de la Construcción*(65), 1-32.
- Idrovo, B., & Lennon, J. (2013). *Methods for Detection Housing Bubble: Evidence from Chile*. Santiago: Cámara Chilena de la Construcción.
- Jarque, C., & Bera, A. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172.
- Johnston, J., & DiNardo, J. (1997). *Econometrics Methods*. Madison: McGraw Hill.
- Lee, G., Nguyen, B., & Strobel, J. (2017). Effects of Macroeconomic Uncertainty and Labor Demand Shocks on the Housing Market. *BGPE Discussion Paper*, 1-28.
- Li, J., & Chiang, Y.-H. (2012). What pushes up China's real estate price? *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 5(2), 161-176.
- López, C. (2002). El Comportamiento de los Precios de la Vivienda en las Regiones Españolas. *Estudios Económicos Regionales y Sectoriales*, 2(1), 43-57.
- Lozano, F. (2015). Mejora Metodológica del Índice Real de Precios de la Vivienda. *Informe Macroeconomía y Construcción*(43), 71-73.
- MacKinnon, J. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 601-618.
- MacKinnon, J. (2010). *Critical Values for Cointegration Tests*. Kingston: Queen's Economics Department.
- Mankiw, G., & Weil, D. (1989). The baby boom, the baby bust and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 235-258.
- Mansfield, E., & Helms, B. (2012). Detecting Multicollinearity. *The American Statistician*, 158-160.
- Morandé, F. (1992). The Dynamics of Real Asset Prices, the Real Exchange Rate, Trade Reforms and Foreign Capital Inflows: Chile, 1976–1989. *Journal of Development Economics*, 39(1), 111-139.
- Morande, F., & Soto, R. (1992). Una Nota Sobre la Construcción de Series de Precios de Activos Reales: Tierra y Casas en Chile (1976-1989). *Revista de Análisis Económico*, 7(2), 169-177.

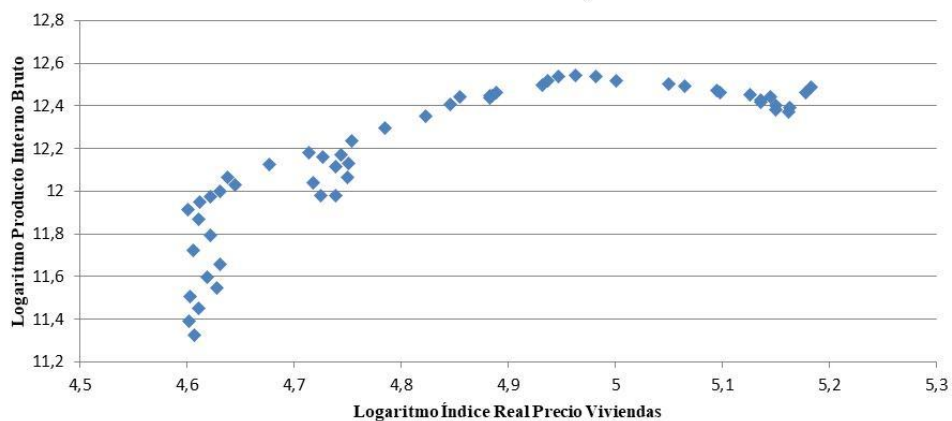


- Okwu, A., Ngoepe-Ntsoane, M., Tochokwu, O., & Obiwuru, T. (2017). Housing and Economic Growth Nexus in Nigeria: Data Based Evidence. *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, 13(51E), 70-88.
- Parrado, E., Cox, P., & Fuenzalida, M. (2009). Evolución de los Precios de Vivienda en Chile. *Economía Chilena*, 12(1), 51-68.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 335-346.
- Quiroga, B. (2005). *Precios Hedónicos para Valoración de Atributos de Viviendas Sociales en La Región Metropolitana de Santiago (Tesis de maestría inédita)*. Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile.
- Roig, J., Gras, R., & Soriano, J. (2015). Análisis y pronóstico del precio de la vivienda en España: Modelo econométrico desde una perspectiva conductual. *Revista de Estudios Empresariales Segunda Época*(1), 145-166.
- Sabatini, F. (2000). Reforma de los mercados de suelo en Santiago, Chile: efectos sobre los precios de la tierra y la segregación residencial. *Eure*, 26(77), 49-80.
- Sagner, A. (2011). Determinantes del Precio de las Viviendas en Chile. *El Trimestre Económico*, 78(312), 813-839.
- Silva, C., & Vio, C. (2015). Los Precios de Vivienda y Factores Macroeconómicos: El Caso de Chile. *Economía Chilena*, 18(1), 1-24.
- Stock, J. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.
- Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras. (s.f.). *Estado de Situación Financiera y Estado de Resultados 2008 - 2016 Sistema Bancario Chileno*. Obtenido de http://www.sbif.cl/sbifweb3/internet/archivos/Info_Fin_11249_16466.pdf
- Sutton, G. (2002). Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, 46-55.
- Transa. (s.f.). *Análisis de Mercado Transsa Enero 2017*. Obtenido de <http://www.transsa.com/analisis-mercado/incidencia-del-valor-del-terreno-en-el-precio-de-venta-del-proyecto-fluctua-entre-10-y-30/>
- White, A. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- White, J. (1958). The limiting Distribution of the Serial Correlation Coefficient in the Explosive Case. *Annals of Mathematical Statistics*, 29(4), 1188-1197.

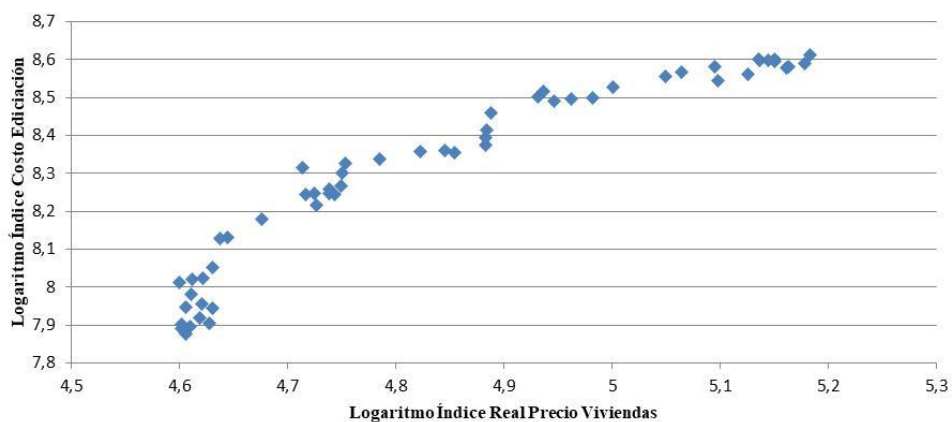
ANEXOS.

ANEXOS A. GRÁFICAS DE CORRELACIONES ENTRE ÍNDICE REAL DE PRECIOS VIVIENDAS Y VARIABLES FUNDAMENTALES PROPUESTAS.

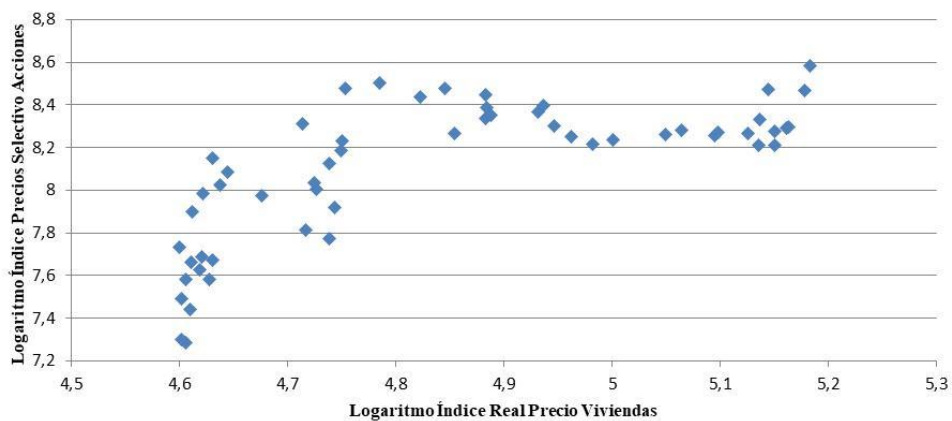
Gráfica Correlación Índice Real Precio Viviendas y Producto Interno Bruto.



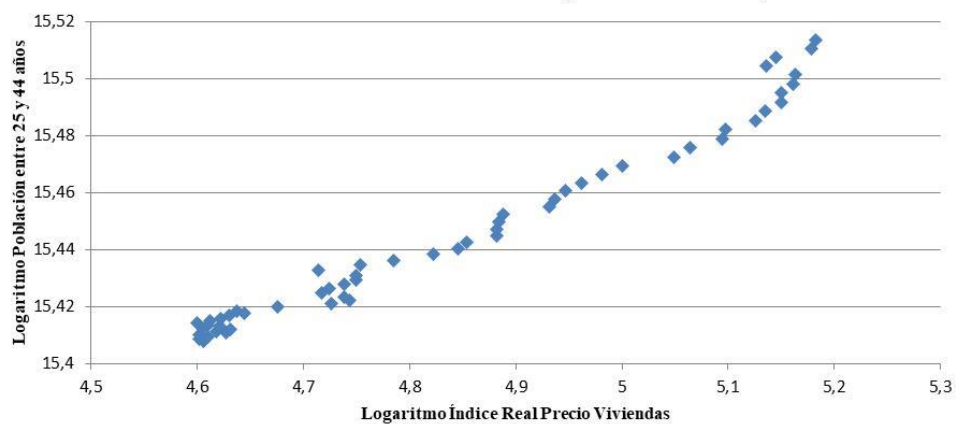
Gráfica Correlación Índice Real Precio Viviendas e Índice Costo Edificación.



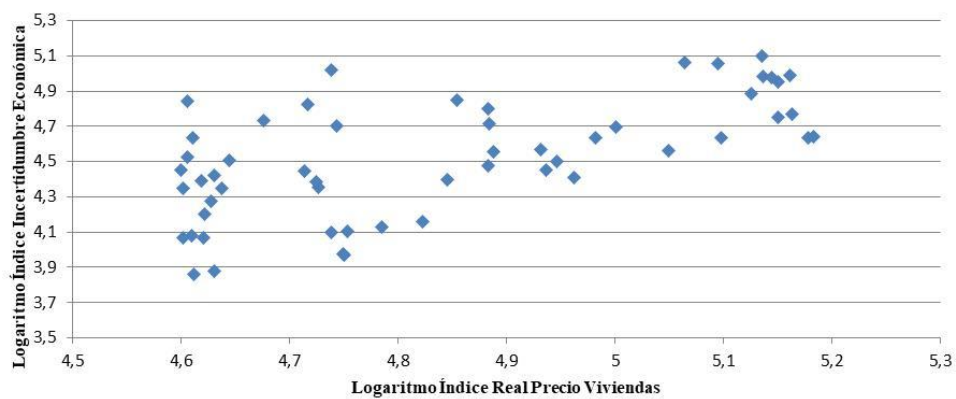
Gráfica Correlación Índice Real Precio Viviendas e Índice Precios Selectivo Acciones



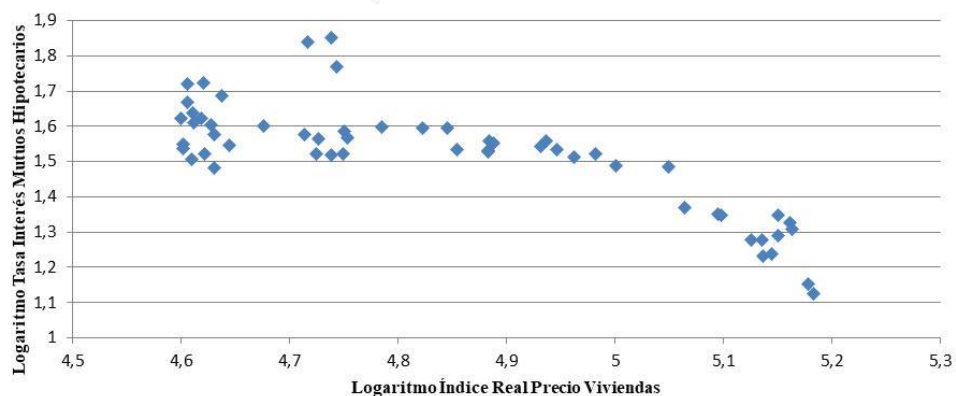
Gráfica Correlación Índice Real Precio Viviendas y Población entre 25 y 44 años.



Gráfica Correlación Índice Real Precio Viviendas e Índice Incertidumbre Económica.

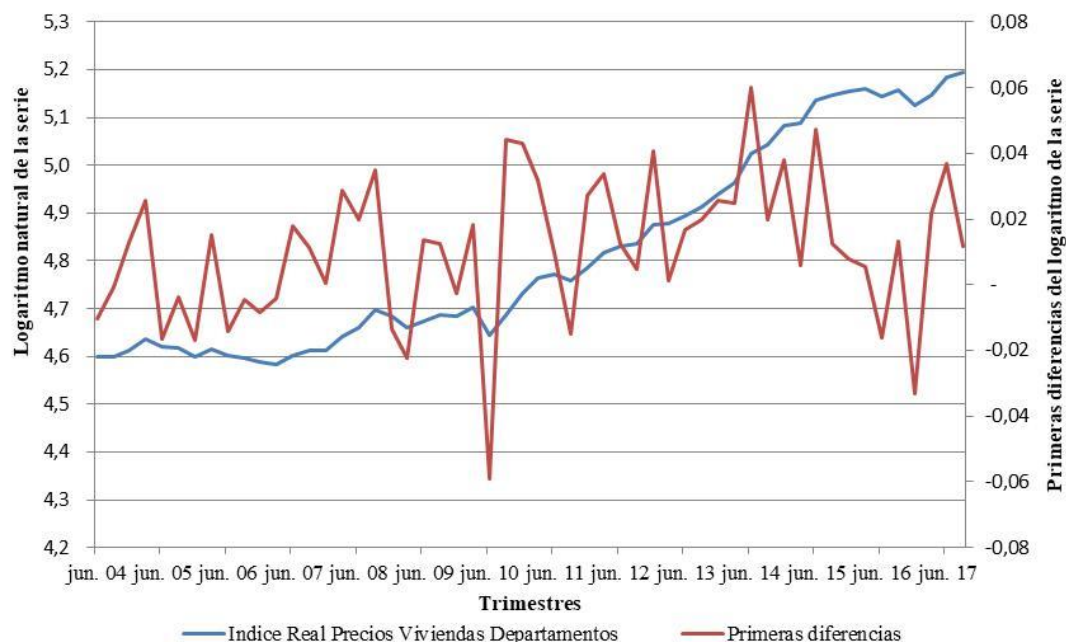


Gráfica Correlación Índice Real Precio Viviendas e Tasa Interés Mutuos Hipotecarios no Endosables.



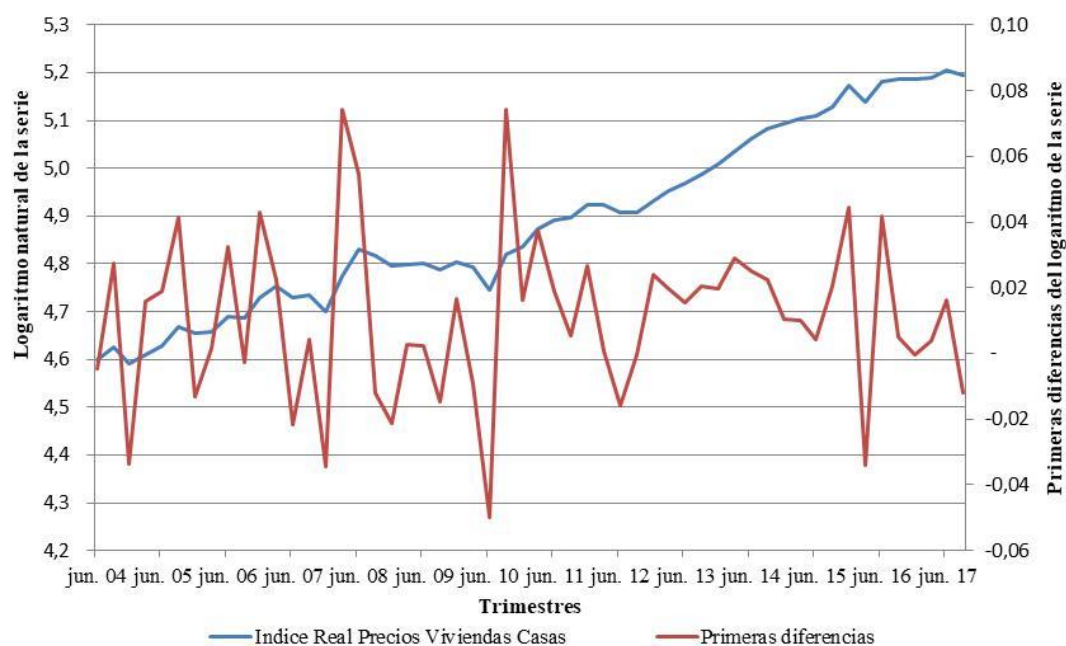
ANEXOS B. GRÁFICAS EVOLUCION INDICES DE PRECIOS Y SUS PRIMERAS DIFERENCIAS.

Evolución Índice Real Precios Viviendas para Departamentos



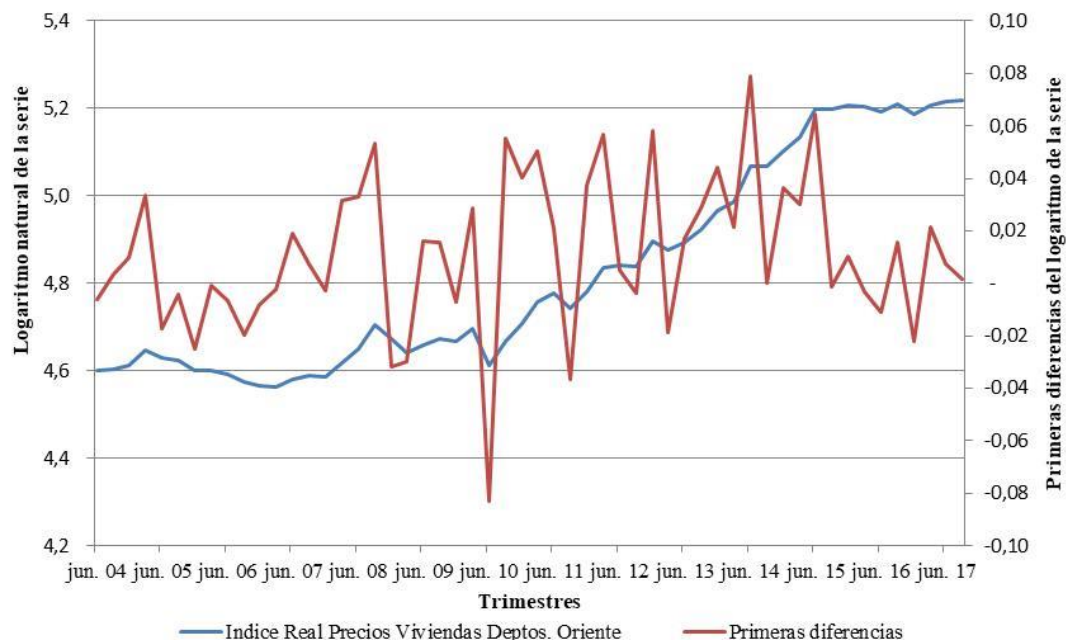
Serie trimestral de Índice Real Precios Viviendas para Departamentos, periodo segundo trimestre 2004 a tercer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

Evolución Índice Real Precios Viviendas para Casas



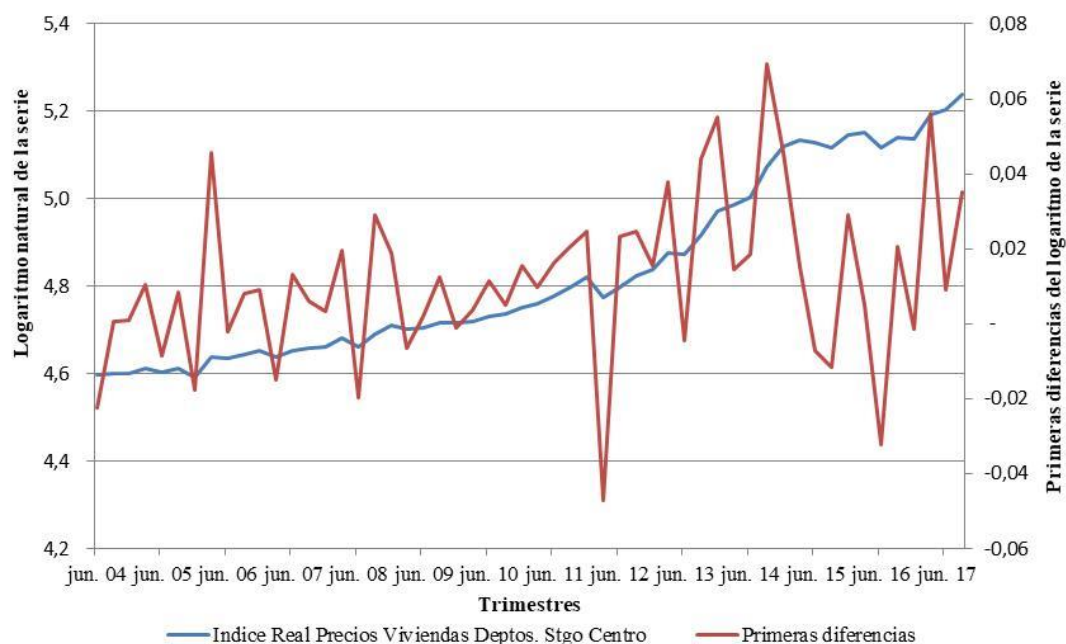
Serie trimestral de Índice Real Precios Viviendas para Casas, periodo segundo trimestre 2004 a tercer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

Evolución Índice Real Precios Viviendas para Departamentos Sector Oriente



Serie trimestral de Índice Real Precios Viviendas para Departamentos Sector Oriente, periodo segundo trimestre 2004 a tercer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)

Evolución Índice Real Precios Viviendas para Departamentos Santiago Centro



Serie trimestral de Índice Real Precios Viviendas para Departamentos Santiago Centro, periodo segundo trimestre 2004 a tercer trimestre 2017 (Fuente Cámara Chilena de la Construcción)