



UNIVERSIDAD DE CHILE

**FACULTAD DE CIENCIAS FISICAS Y MATEMATICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERIA INDUSTRIAL**

**OFERTA DE VIVIENDAS EN CHILE:
HACIA UN MODELO MICROFUNDADO**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGISTER EN ECONOMIA
APLICADA**

RODRIGO ANDRÉS ARAVENA GONZÁLEZ

**PROFESOR GUÍA:
ANDREA REPETTO LISBOA**

**MIEMBROS DE LA COMISIÓN:
RAPHAEL BERGOEING VELA
VIVIANA FERNÁNDEZ MATURANA
MATÍAS BERTHELON IDRO**

**SANTIAGO DE CHILE
AGOSTO, 2008**

A mis padres, quienes sin la formación, desvelos y dedicación que me han brindado no podría haber llegado a esta ocasión. También a mis profesores, Jaime Salazar, por el impulso inicial que me dio en mis cursos de pregrado y en la motivación a realizar el magíster, y a Andrea Repetto y Raphael Bergoeing, quienes jugaron un rol crucial en mi formación como economista y profesional. Finalmente a Soledad, por su paciencia y apoyar en todo momento este proyecto de forma incondicional.

Tabla de contenidos

Tabla de contenidos.....	3
Resumen.....	4
I.- Introducción.....	5
II.- Revisión de literatura	12
III.- El modelo	20
IV.- Datos y hechos estilizados.....	31
<i>A.- Hechos estilizados del mercado inmobiliario chileno</i>	31
<i>B.- Datos a utilizar</i>	35
V.- Estimaciones	42
<i>i. Estacionariedad y raíces unitarias</i>	42
<i>ii. Cointegración</i>	43
<i>iii. Corto plazo: Vector de corrección de errores</i>	46
VI.- Resultados	48
<i>i. Análisis de estacionariedad</i>	48
<i>ii. Análisis de cointegración</i>	53
1. Análisis bajo Engle y Granger	53
2. Análisis bajo Johansen:	54
<i>iii. Estimación modelo de corto plazo: VEC (Vector de corrección de errores)</i>	61
<i>iv. Principales hallazgos</i>	65
VII.- Limitaciones y futuras direcciones de investigación.....	67
VIII.- Conclusiones	69
Bibliografía.....	73
Anexos.....	76

Resumen

El principal objetivo de esta investigación es determinar, mediante un enfoque basado en fundamentos microeconómicos, si el incremento de la oferta inmobiliaria en el Gran Santiago entre 1994 y 2004 respondió a un desarrollo de los fundamentos de largo plazo o bien si existió un exceso no explicado por fundamentos. Con tal propósito, se desarrolla el modelo de administración de inventarios propuesto por Kahn (1987), quien postula el motivo *stockout avoidance* para almacenar inventarios, sugiriendo que en el óptimo la empresa representativa evaluará los costos de oportunidad de no contar con oferta disponible frente al de almacenar inventarios para los próximos períodos.

A partir de las condiciones de primer orden del modelo citado, mediante técnicas de series de tiempo se determinó la existencia de dos relaciones de cointegración. Los signos obtenidos son consistentes con el modelo original, salvo el de la tasa de interés (que es positivo), lo cual obedece a condiciones técnicas de los ajustes de inventarios de viviendas y a una mayor sensibilidad de la demanda ante cambios de costos de capital. Los resultados sugieren que la oferta de viviendas ha presentado un desarrollo consistente con la evolución de los principales fundamentos económicos, como el crecimiento de las ventas (debido al descenso de las tasas de interés desde 1998 a 2004) y el incremento en el precio de las viviendas. Por su parte, el análisis paramétrico de los resultados sugiere que la oferta posee una elasticidad en torno a uno al precio de las viviendas y en torno a 1,9 respecto de las ventas; mientras que la oferta presentaría un incremento de 0,6% ante un incremento de 123 puntos base en las TIR de las letras hipotecarias.

Una de las principales limitaciones de esta investigación fue el grado de representatividad de los datos disponibles, dado que los precios utilizados corresponden a viviendas usadas de Ñuñoa, las cifras de ventas y oferta consideran sólo al Gran Santiago (por ende no necesariamente son representativas del agregado), y sólo se dispone de 10 años de datos. Por tanto, más aún considerando que es relativamente escasa la investigación en esta área en Chile, sería de gran utilidad la generación de nueva información y de análisis a nivel microeconómico de la conducta de los agentes en este mercado.

I.- Introducción

En el transcurso de la presente década el mundo ha vivido una serie de cambios estructurales. Dentro de los más destacados se puede mencionar el incremento de la participación de países emergentes dentro del PIB mundial, el alza en el precio de los commodities y la significativa depreciación del dólar en términos multilaterales. Esta situación ha traído consigo un sinnúmero de cambios en precios relativos y con ello en la decisión de inversión de los agentes económicos, tanto en activos reales como financieros.

Uno de los principales motivos sobre los que se sustentó el cambio en las decisiones de inversión tuvo su origen a comienzos de la década de 2000, donde luego que los mercados bursátiles sufrieran sendas caídas¹ los inversionistas buscaron refugio en activos reales. En este contexto, uno de los bienes más demandados en EE.UU. correspondió a las viviendas, debido a que, junto al bajo costo de endeudamiento (la Reserva Federal redujo la tasa de Fondos Federales en 550 puntos base entre 2000 y 2003), los precios de éstos se encontraban en valores relativamente bajos. Como consecuencia de lo anterior, se generó un continuo incremento en la demanda de estos bienes que redundó en un incremento de 62% en las ventas reales, 44% en los permisos de construcción y 68% en los precios de las viviendas entre los años 2001 y 2005. En este cuadro, uno de los principales temores decía relación con el hecho que se estuviera viviendo un proceso especulativo que pudiera generar una contracción en la actividad del sector y causara externalidades recesivas al resto de la economía.

¹ Entre los años 1999 y 2002 el índice MSCI World presentó un retroceso de 50%.

Lo que en ese entonces era un temor, posteriormente fue una realidad: entre 2005 y 2007 los permisos de construcción cayeron un 59%, los precios de las viviendas lo hicieron en 17%, mientras que las ventas en 63%. Como consecuencia de lo anterior, la economía entró en un proceso pronunciado de desaceleración que redundó en una caída del PIB en el cuarto trimestre de 2008.

Esto constituye sólo uno de los tantos casos en que la actividad del mercado inmobiliario ha jugado un rol fundamental en los procesos de ajustes de los ciclos reales. Esta situación ha sido reconocida por diversos organismos externos como la OECD y el Conference Board (EE.UU.), quienes han incluido cifras de actividad de este sector (como los permisos de construcción y los meses para agotar stock) dentro de los principales indicadores líderes del PIB real. Junto con lo anterior, tal como mencionan McCarthy y Peach (2002) y el World Economic Outlook del FMI (2008), la dinámica del sector inmobiliario juega un rol clave en la transmisión de la política monetaria, lo cual constituye un argumento adicional de la importancia que posee la comprensión de los determinantes del equilibrio de largo plazo y de la dinámica de ajuste de corto plazo. Recientemente, Mishkin (2008), muestra que al obviar el rol del mercado inmobiliario en el mecanismo de transmisión de la política monetaria de la Fed, se estaría subestimando el efecto sobre el PIB en aproximadamente 14 puntos base de la tasa anual de crecimiento (cabe destacar que este sector representa aproximadamente un 5% del total del PIB estadounidense).

En el plano local, la dinámica de sector inmobiliario en Chile también ha experimentado una notable recuperación en el transcurso de esta década. Luego de la contracción de 20% en el PIB de construcción acontecido en 1999 como respuesta al alza de tasas de interés que aplicó el Banco Central y al deterioro de la actividad originada por la crisis asiática, en el último trienio este sector (que representa un 13% del gasto interno), ha sido uno de los que más dinamismo ha exhibido, lo cual se ha materializado en una expansión media de 7,6%, mientras que el PIB lo ha hecho en 5,0%.

En este contexto, y considerando los aspectos destacados en los párrafos previos, diversas son las interrogantes que surgen y motivan la realización del presente estudio :

i) La recuperación de la actividad inmobiliaria en la época posterior a la crisis asiática ha generado un sinnúmero de cuestionamientos sobre la posibilidad de que el incremento de la podría ser algo similar a lo que ha acontecido en los últimos años en EE.UU, y que por ende pudiera ocasionar una fuerte contracción de la actividad; o bien si esta dinámica constituye parte de un proceso de desarrollo de la economía chilena que ha estado respaldada por la positiva evolución de los fundamentos económicos. Por lo tanto, un modelo de largo plazo que logre explicar la dinámica de la oferta mediante la evolución de diversos fundamentales permitiría disipar temores de una burbuja especulativa como la observada recientemente en los últimos años en EE.UU.

ii) No se han realizado en Chile estudios sobre los determinantes de la oferta de viviendas con base en fundamentos microeconómicos (sólo han tenido un énfasis en la evolución empírica del agregado), con implicancias que se deriven de la solución de un problema de optimización dinámica. Si bien la desagregación de los datos disponibles es bastante limitada, avanzar en esta dirección es fundamental, ya que no se pueden desconocer aspectos relacionados con la heterogeneidad y condiciones idiosincrásicas que puedan existir a nivel de firma.

iii) La literatura teórica y empírica del mercado inmobiliario es más bien reciente dentro de la realizada en inversión e inventarios. Dentro de ésta, la dedicación que ha recibido el análisis de oferta es mucho más escasa en relación a la existente en demanda. Entre otras cosas, tal como explica Dipasquale (1987), esto se debe a la gran dificultad de separar el incremento del stock de viviendas como consecuencia de nuevas construcciones respecto de mejoras e incrementos de stock llevados a cabo por los mismos dueños de viviendas. Esta dificultad es creciente en la medida que los datos a nivel micro son más escasos, situación que se ha reconocido como una de las principales limitaciones en el desarrollo empírico reciente (Dipasquale, 1999). No obstante a la relativa escasez de investigación en el área, existe un amplio consenso en la importancia que posee una comprensión acabada de los determinantes de la dinámica del mercado inmobiliario sobre el diseño y ejecución de la política económica y por ende sobre el bienestar de la población.

En este contexto se enmarca la presente investigación, que posee como principal objetivo proponer un modelo con fundamentos de optimización microeconómicos que permita identificar si la evolución de la oferta inmobiliaria ha sido consistente con el desarrollo de un conjunto de fundamentos económicos de largo plazo. Para lo anterior, se resolvió el modelo de optimización de stock planteado por Kahn (1987), quien propuso el motivo de *stockout avoidance* como argumento de acumulación de inventarios, el cual resulta de la igualación de costos de oportunidad de no contar con oferta disponible para la venta respecto de los asociados a la acumulación de inventarios para los próximos períodos.

Utilizando datos de oferta, demanda, precios, costos y tasas de interés, por medio de las condiciones de primer orden del modelo citado y aplicando técnicas de series de tiempo (cointegración y corrección de errores), se estimaron parámetros y la dinámica de la oferta de viviendas agregadas del Gran Santiago. Los resultados sugieren que la evolución de la oferta inmobiliaria desde los años 1993 y 2004 (fecha hasta la cual los datos son comparables) fue consistente con el desarrollo de los principales fundamentos económicos, lo cual permite descartar la que existencia de un mayor dinamismo haya obedecido a procesos especulativos como los acontecidos en EE.UU. en esta década. Los parámetros que forman el vector de cointegración sugieren que el incremento de la oferta fue consistente con el incremento de los precios de venta (en UF), con la caída en las tasas de interés reales y el aumento de las demandas. Destacan de los resultados el hecho que en ambas relaciones de cointegración encontradas no se puede descartar la existencia de elasticidad unitaria en la oferta de viviendas ante cambios en el precio, mientras que incrementos en las tasas de interés no se acompañan

de reducciones del stock (como lo propone el modelo original de Kahn), dado que la reacción de las ventas es mucho más rápida que los ajustes de producción.

Aún cuando los resultados obtenidos poseen una alta robustez, se deben considerar un conjunto de limitaciones en los datos que potencialmente podrían distorsionar las interpretaciones generalizadas a partir de éstos. En primer lugar, los datos disponibles corresponden al Gran Santiago (que representan aproximadamente un 65% del stock del país y 60% de las ventas nacionales), por lo que no resulta aconsejable sacar conclusiones a nivel agregado a partir de éstos. En segundo lugar, al tratarse de bienes heterogéneos, la unidad calculada está sujeta a la transformación realizada y supuestos considerados en la elaboración de la base de datos, principalmente en lo que respecta a la elaboración de los precios hedónicos. Finalmente, los datos de precios de viviendas disponibles son los elaborados por la CCHC (correspondiente a viviendas usadas de la comuna de Ñuñoa), lo cual también se puede transformar en una fuente de distorsiones sobre los resultados, dado que no necesariamente la dinámica de precios de viviendas usadas replica los precios de las nuevas.

El orden de la investigación será el siguiente: en la primera sección se realizará una revisión de la literatura existente en el área, con énfasis en los hallazgos empíricos en mercado inmobiliario, tanto en Chile como en el resto del mundo. En la segunda sección se planteará un modelo dinámico de decisión de nivel de inventarios, el que se resolvió utilizando técnicas de programación dinámica estocástica en tiempo discreto, del cual surgen condiciones de primer orden que posteriormente se utilizan en el análisis econométrico. En la tercera sección, por

medio de técnicas de series de tiempo, a partir de las condiciones de primer orden del modelo planteado en la sección previa, se estimaron relaciones de cointegración y vectores de corrección de errores que permiten caracterizar las relaciones de corto plazo y la dinámica de corto plazo a partir de perturbaciones a los determinantes de largo plazo. Finalmente, se presentan las conclusiones, limitaciones y futuras direcciones de investigación que de este trabajo se derivan.

II.- Revisión de literatura

El avance teórico y empírico existente en literatura sobre oferta e inversión inmobiliaria es relativamente escaso y reciente en relación al de demanda y precios. Lo anterior obedece en gran medida a la dificultad inherente al manejo de datos e información, destacando dentro de éstas la distinción entre las decisiones de construcción de las empresas inmobiliarias respecto de las mejoras y aumento de stock llevadas a cabo por las propias familias, la medición de los datos (debido a la heterogeneidad presente) y la disponibilidad de información a nivel desagregado. Sin embargo, la fuerte relación que posee la actividad en esta industria como indicador líder del crecimiento agregado y las consecuencias sobre empleo, consumo entre otros determinantes del bienestar ha motivado a una mayor investigación en esta área.

No obstante a los esfuerzos realizados, la divergencia de resultados y diferencias en metodologías utilizadas no ha sido menor. En esta línea, Dipasquale (1999) realiza una revisión de los principales resultados obtenidos en diversas investigaciones de oferta inmobiliaria, agrupando los trabajos de acuerdo al nivel de desagregación de los datos utilizados (distinguiendo entre agregados y a nivel de firma) y al objetivo de estudio (entre nueva oferta de viviendas y renovación y reparación de viviendas existentes). Las conclusiones obtenidas a partir de la revisión bibliográfica fueron: i) aparentemente la oferta de viviendas es elástica con respecto al precio (la mayoría de los estudios encontró un valor superior a 1), ii) resulta más probable que las familias de mayor ingreso realicen mejoras a su

vivienda, por lo que el gasto en reparación resulta poco elástico al precio pero sí al ingreso; y iii) cambios en política tributaria posee un efecto real en el mercado de viviendas (debido a la alteración existente en el costo de capital), pudiendo de esta forma afectar significativamente el flujo de nueva inversión. Concluye el estudio citando la necesidad de contar con una mayor cantidad de investigaciones basadas en conductas justificadas a nivel microeconómico y con datos a nivel de planta (o individuos), dada la alta heterogeneidad existente entre agentes, lo cual constituye una fuente adicional de diferencias en las conclusiones.

Una serie de modelos sin microfundamentos han sido realizados para determinar los principales determinantes de la oferta de viviendas. En esta línea, Maisel (1963) propone un modelo lineal que permite explicar los cambios en las nuevas órdenes de construcción en EE.UU., mediante la utilización de datos trimestrales comprendidos entre 1950 y 1960. A través de MCO determinó que resultaron significativas las tasas de bonos de corto plazo del Tesoro y desviaciones de órdenes de construcción del período anterior con respecto a valores de tendencia. Posteriormente, Topel y Rosen (1988) realizaron un estudio (que pasó a ser uno de los seminales en el área) sobre los determinantes de la inversión residencial de viviendas en EE.UU. Utilizando datos trimestrales comprendidos entre 1963 y 1984, y por medio de un sistema de tres ecuaciones (oferta de viviendas, demanda de servicios de vivienda y precios de activos inmobiliarios), logró replicar la dinámica de la inversión inmobiliaria de EE.UU.; determinando que resultaron significativas la tasa de interés real de corto plazo, expectativas de inflación, meses para agotar stock y precios de viviendas (hedónicos). Destacó como uno de los principales hallazgos la elasticidad creciente de la oferta inmobiliaria al precio de venta

en la medida que aumenta el horizonte de tiempo, lo cual se explica en gran medida por la escasa capacidad de adaptar factores productivos en el corto plazo para satisfacer más demanda. En el plano local, Morandé (1991) estima un modelo lineal de determinación de precios de activos reales en Chile (se consideraron como tales el precio de la tierra, acciones y viviendas), donde utilizando técnicas de cointegración y datos mensuales desde enero de 1975 a diciembre de 1989, determinó que resultan significativas sobre el precio de las viviendas el flujo de capitales financiero, salarios reales y precio de la tierra.

Impactos de política económica sobre el mercado inmobiliario fueron estudiados por Poterba (1984), quien analizó los efectos que generan cambios en tasas de impuestos y en las expectativas inflacionarias sobre el precio y el stock de viviendas de equilibrio en el largo plazo. A través de un modelo de Mercados de Activos introduce perturbaciones inflacionarias no anticipadas y permanentes encontrando que un disturbio de 5% en la tasa de inflación, en una economía que previamente se encontraba con precios estables, una tasa marginal de impuesto de 25% y agentes con previsión perfecta; se genera un aumento de 14% en el precio de las viviendas y un cambio entre 15% y 25% en el stock. Por su parte, para un shock inflacionario de 3,0% a 9,0% se genera un aumento de 18,7% en los precios mientras que el stock de equilibrio se incrementa alrededor de un 20%. El autor señala que esto se debe a las caídas en los costos reales de uso de las viviendas ante el crecimiento de la inflación, lo cual presiona al alza a las tasas nominales y a los precios de las viviendas, situación que genera un mayor atractivo de la inversión en activos inmobiliarios.

En estudios más recientes se ha intentado determinar cuáles son las variables determinantes de la producción, inventarios y oferta de viviendas en el corto y largo plazo utilizando técnicas de series de tiempo y modelos con fundamentos microeconómicos. En este contexto, Lee (1999) desarrolla y estima un modelo de inversión de viviendas, destacando las relaciones existentes entre las nuevas órdenes de producción y el tiempo restante para que se pueda generar la venta de la vivienda. Asumiendo la existencia de costos de ajuste convexos logra replicar gran parte de la inversión en inventarios de viviendas en EE.UU. Utilizando datos trimestrales entre 1963 y 1991, a través de estimaciones basadas en MCO logró replicar la trayectoria del gasto en inversión, encontrando significancia estadística en tasas de interés reales (de los papeles del Tesoro a tres meses), tasa de inflación, precios hedónicos de viviendas y meses para agotar stock. Además demostró que los ciclos de inversión en inventarios de viviendas constituyen un indicador líder robusto de los ciclos económicos agregados, el cual es anticipado por seis meses aproximadamente. En esta línea, Demers (2005) intenta explicar los principales determinantes del gasto en inversión inmobiliaria en Canadá utilizando datos trimestrales entre 1961 y 2004. Compara la eficacia entre modelos estructurales basados en técnicas de cointegración y corrección de errores contra modelos de indicadores líderes autorregresivos (ARLI). Obtiene como resultado una mayor eficacia en los modelos de indicadores líderes para el corto plazo, donde los permisos de construcción explican la mayor parte de la variación futura de la construcción; mientras que para el largo plazo resulta más eficiente utilizar modelos de cointegración (permitiendo cambios estructurales en la relación de largo plazo), aunque no se logra determinar una relación estadísticamente significativa entre el gasto en inversión y los precios de viviendas.

Desarrollos teóricos provenientes de la literatura de inversión en inventarios ofrecen atractivas bases para realizar estimaciones basadas en relaciones provenientes de problemas con fundamentos microeconómicos. Una línea alternativa de esta literatura proviene de los modelos (S,s), los cuales, a diferencia de los modelos cuadráticos lineales, postulan que los ajustes de inventarios no se producen continuamente, sino que a través de cambios discretos debido a la existencia de rendimientos crecientes en el ajuste de éste, generando así períodos de acción e inacción explicada por la distancia entre el nivel óptimo de inventario y el actual. Un trabajo considerado como pionero en esta materia corresponde al desarrollado por Caplin (1985), quien demuestra que bajo esta política de ajuste se incrementa la variabilidad de los inventarios, los cuales presentarían una varianza superior al de las ventas. Una de las principales implicancias de este trabajo es el hecho que contradice el supuesto que los inventarios actúan como una reserva² que protege a los productores ante la volatilidad de la demanda. En esta misma línea, Caballero y Engel (1999) utilizaron datos de empresas manufactureras en EE.UU. y demostraron, mediante estimaciones de funciones de probabilidad de ajuste, que este modelo predice de mejor forma la dinámica de los inventarios que un modelo cuadrático lineal debido a la heterogeneidad que es capaz de capturar.

Un planteamiento alternativo de inversión en inventarios corresponde a los postulados de Kahn (1987), quien propone que los motivos de inversión en inventarios provienen de costos de oportunidad resultantes tanto al no disponer de una oferta suficiente para enfrentar

² Originalmente conocido como *buffer stock*

demanda³ como de los que se originan por las diferencias en valor presente de costos esperados de producción al almacenar bienes. Considerando un modelo de este tipo, Kahn (1992) utiliza datos de la industria automotriz de EE.UU. entre los años 1966 y 1983, logrando replicar gran parte de la variabilidad y nivel de los inventarios agregados de este sector.

Estudios recientes muestran que la literatura de inversión en inventarios ha sido considerada para explicar la dinámica del mercado inmobiliario en EE.UU. Es así como Kahn (2000) propuso este motivo para explicar la brecha que se generó entre las ventas de viviendas nuevas con la oferta disponible, que redundaron en una caída sin precedentes de la razón de meses para agotar stock de viviendas. Utilizando datos trimestrales comprendidos entre 1963 y 1999, determinó que tanto factores estructurales como transitorios explicaban en conjunto la fuerte caída en los meses para agotar stock desde 1995, desde cifras superiores a 7 meses hasta los 4 meses que prevalecían al momento de realizar el trabajo. Dentro de los factores estructurales destacan una mayor preferencia de los consumidores por viviendas de mayor calidad (lo cual se explica principalmente por factores demográficos), y también un incremento de la demanda de viviendas antes que se comiencen a construir (los datos dan cuenta que las viviendas en venta antes de ser iniciada la construcción en los años setenta era en torno a 15%, mientras que al final de la década de los noventa era en torno a 40%). Dentro de los factores cíclicos destaca el incremento de los costos de producción (como consecuencia de la mayor actividad del sector) y el incremento inesperado de la demanda de viviendas.

³ Originalmente Stockout avoidance

Por su parte, Falk y Lee (2004) utilizan vectores autorregresivos para analizar la dinámica de la respuesta de inventarios y ventas de viviendas ante perturbaciones transitorias y permanentes. Utilizando datos mensuales del período comprendido entre enero de 1963 y febrero de 2001, determinaron que la mayor parte de las variaciones de la razón de inventarios a ventas es debida a efectos permanentes, los cuales pueden ser cambios demográficos o tecnológicos (frente a perturbaciones transitorias como por ejemplo cambios en la política monetaria); las empresas constructoras responden a shocks permanentes ajustando significativamente los niveles de inventarios ante las alteraciones en las ventas, pero en el largo plazo dicha razón se mantiene constante; y ante shocks transitorios los inventarios sufren mayores alteraciones que las ventas.

La investigación de los determinantes del mercado inmobiliario en Chile resulta muy escasa y no ha tenido énfasis en los fundamentos de conducta microeconómica. Con el objeto de contribuir en esta dirección, el análisis de la dinámica de la oferta en el corto y largo plazo en el mercado inmobiliario en el Gran Santiago se realizará considerando como referencia de modelamiento los postulados de inversión en inventarios propuesta por Kahn (1987) por varias razones: la primera de ellas consiste en la disponibilidad de datos necesarios para realizar las estimaciones, dado que en este tipo de modelos sólo se requieren datos a nivel agregado, mientras que el planteamiento (S,s) exige información a nivel microeconómica que permita capturar heterogeneidad entre firmas. Dado que en la economía chilena no se dispone información con ese nivel de disgregación, esto constituye una razón adicional para utilizar un modelo de stockouts. En segundo lugar, no existe evidencia de un modelo contra el otro, lo

cual fue documentado en el trabajo de Kahn y Thomas (2004), quienes comparan la eficacia entre ambos para replicar la trayectoria de los inventarios agregados en EE.UU, concluyendo que cuando las perturbaciones provienen de oferta resultan más apropiados los modelos (S,s), mientras que los modelos de stockouts son preferibles cuando la perturbación es originada por la demanda.

III.- El modelo

El modelo supone la existencia de un productor de viviendas representativo que vive infinitos períodos, quien toma decisiones de producción por adelantado en un ambiente competitivo, actuando como tomador de precios tanto en el mercado de viviendas como en el de factores productivos. En este contexto, maximiza una función de beneficios intertemporal, donde la variable de control corresponde a la cantidad de viviendas ingresados como proyectos de construcción (producción), mientras que la variable de estado es la oferta de cada período, entendida como tal a la cantidad de viviendas que están disponibles para la venta (que corresponde a la suma de las viviendas que se encuentran bajo construcción con las terminadas y no vendidas). Este productor enfrenta incertidumbre tanto de demanda como de costos de producción. Cuando la oferta difiere de la demanda, existen costos de oportunidad que en el óptimo son considerados por el productor, tanto en el caso que no se disponga de oferta disponible para la venta como también cuando un exceso de ésta obligue a acarrear inventarios para los próximos períodos. La línea temporal de decisiones se puede caracterizar por medio de la siguiente secuencia:

- Al final del período $t-1$, las firmas observan la cantidad de viviendas que poseen disponibles para la venta.
- Posterior a esto, realiza una estimación de la demanda y en base a esto decide (por adelantado) la cantidad de proyectos que debe ingresar con el fin de tener un nivel óptimo de oferta en el período t . Para simplificar el análisis del problema, se asume

que la empresa conoce por adelantado el precio de venta e incurre en un nivel de costos estocásticos que no se afecta por las decisiones de la firma.

- Al inicio de t , la empresa observa la realización de la demanda, existiendo un exceso de oferta (de demanda) si la cantidad demandada es menor (mayor) al stock disponible. Estos desequilibrios corresponden a la existencia de perturbaciones no anticipadas en el nivel de demanda del período.
- Al final del período t , la empresa observa el nivel de inventarios disponible para la venta y vuelve a repetir el proceso.

Por su parte, los supuestos considerados en el modelo son los siguientes:

- Se asume la existencia de condiciones competitivas tanto en el mercado de bienes como de factores productivos.
- La función de producción presenta rendimientos constantes a escala, lo cual se traduce en la existencia de costos marginales constantes. Este supuesto se considera por dos motivos: el primero de ellos es para que sea consistente con una estructura de competencia perfecta; y el segundo es para no forzar a una solución de abultamiento en la producción, lo cual es propio de modelos de rendimientos crecientes como en el caso de los (S,s) , ni tampoco una acumulación de inventarios como motivo de precaución que permita evitar cambios bruscos en la producción, tal como ocurre con costos marginales crecientes

- Existen costos de oportunidad asociados a no poseer una oferta disponible para satisfacer una demanda mayor, lo cual implicará un costo de oportunidad creciente en el exceso de demanda.
- También existen costos de oportunidad al almacenar bienes en inventarios cuando pudiese haber existido un ahorro en costos (en valor actual) al haber decidido dilatar la producción.

En lo que sigue del modelo, se denotará por p_t al precio de la vivienda en el período t , mientras que X_t será la demanda en el período señalado t . Cabe destacar que esta demanda es estocástica, la cual tiene un componente estacional conocido y uno aleatorio que varía a través de los períodos.

El inventario al final de $t-1$ se denota por N_{t-1} . La firma elige al final de $t - 1$ la producción que podrá ser vendida en el período t , la cual se denota por Y_t . De esta manera, la oferta al comienzo de cada período viene dada por $N_{t-1} + Y_t$. Con esto, las ventas de cada período se pueden representar por medio de la siguiente relación:

$$Z_t = \text{Min}[N_{t-1} + Y_t; X_t] \quad (1)$$

De lo cual se puede concluir que:

Si $X_t < N_{t-1} + Y_t$ se acumulan viviendas en inventario un una cantidad equivalente a

$$N_t = N_{t-1} + Y_t - Z_t \text{ para el período } t+1.$$

Pero si $X_t > N_{t-1} + Y_t$ la empresa no puede satisfacer la demanda y $N_t = 0$

La función de demanda viene dada por un componente conocido ex ante (S_t), el cual representa la estacionalidad de la función, y de un componente no conocido ex ante (Q_t). La diferencia entre la esperanza de la demanda con respecto a la realización de ésta dependerá del shock (U), en cada período, de manera que la podemos representar como:

$$X_t = S_t E_{t-1}(Q_t) U_t \quad (2)$$

Donde U_t es un disturbio i.i.d. que posee media uno, con función de distribución $G(\cdot)$, la cual se asume continua y estrictamente creciente⁴.

Por su parte, los costos de producción vienen dados por la siguiente relación:

$$C(Y_t; \mathbf{w}_t) = c_t(\mathbf{w}_t) * Y_t \quad (3)$$

⁴ Se asume la existencia de un error i.i.d con el fin de evitar problemas de varianza de los estimadores obtenidos por medio de MCO.

Donde ω_t es un vector de precios de factores utilizados en la producción de viviendas (que sin pérdida de generalidad se puede considerar como un índice). Además se asume que existe ortogonalidad entre los componentes aleatorios de la demanda y de los costos, es decir $E_{t-1}(U_t \mathbf{w}_t) = 0 \quad \forall t \geq 0$

Dado todo el esquema general, se pueden pasar a revisar las condiciones de optimalidad. La empresa representativa elige un nivel de producción tal (y con ello el stock disponible para el período) que resuelva:

$$y_t = \arg \max [E_{t-1}[\mathbf{p}_t]] = \arg \max \left[E_{t-1} \left[\sum_{s=t}^{\infty} \mathbf{b}_t^{s-t} (p_s Z_s - c_s Y_s) \right] \right] \quad (4)$$

lo cual se puede resolver vía programación dinámica, a través de control estocástico en tiempo discreto, planteando la siguiente ecuación de Bellman:

$$J_t^*(N_{t-1}, A_t) = \max_{A_t \geq 0} E_{t-1} \left\{ p_t Z_t - c_t Y_t + \mathbf{b}_t [J_{t+1}^*(N_t, A_{t+1})] \right\} \quad (5)$$

Definiendo la oferta disponible el comienzo del período t por medio de $A_t = N_{t-1} + Y_t$ y la razón de stock disponible para la venta sobre la demanda esperada al inicio del período t como

$\frac{A_t}{S_t E_{t-1}(Q_t)}$ se obtiene la siguiente condición de primer orden:

$$(p_t - c_t)(1 - G(A_t / S_t E_{t-1}(Q_t))) = (c_t - \mathbf{b}_t E_t c_{t+1})G(A_t / S_t E_{t-1}(Q_t)) \quad (6)$$

El término de la izquierda corresponde al valor esperado del costo de oportunidad de no vender una unidad adicional, en el caso que exista stockout, lo cual genera un costo de oportunidad dado por $(p_t - c_t)$ mientras que el lado de la derecha muestra el valor actual del costo de oportunidad resultante del diferencial de costos que se podría haber obtenido al haber decidido dilatar la producción, situación que genera un costo de oportunidad de $(c_t - \beta_t c_{t+1})$. Por lo tanto, para la oferta disponible, existe una probabilidad $G(\cdot)$ de incurrir en un costo de oportunidad al no dilatar la producción, mientras que la probabilidad de incurrir en un costo de oportunidad asociado a stockout es de $(1 - G(\cdot))$. En el óptimo, el valor esperado de ambas medidas de costos de oportunidad de la última almacenada en inventario unidad debe ser igual.

A partir de la relación anterior se puede calcular cuál será el stock de viviendas que satisface esta condición de optimalidad:

$$(p_t - c_t) - p_t G\left[\frac{A_t}{S_t E_{t-1}(Q_t)}\right] = (-\mathbf{b}_t E_t c_{t+1})G\left[\frac{A_t}{S_t E_{t-1}(Q_t)}\right]$$

$$\frac{(p_t - c_t)}{p_t - \mathbf{b}_t E_t(c_{t+1})} = G\left[\frac{A_t}{S_t E_{t-1}(Q_t)}\right]$$

Resolviendo para A, y aplicando la inversa de G a ambos lados de la ecuación, se puede obtener el inventario óptimo, dado por:

$$G^{-1}\left[\frac{(p_t - c_t)}{p_t - \mathbf{b}_t E_t(c_{t+1})}\right] = \frac{A_t}{S_t E_{t-1}(Q_t)} \Leftrightarrow A_t^* = G^{-1}\left[\frac{(p_t - c_t)}{p_t - \mathbf{b}_t E_t(c_{t+1})}\right] S_t E_{t-1}(Q_t)$$

De lo anterior, se puede apreciar que la oferta que decidirá tener disponible el productor al comienzo de t será creciente en el margen esperado pero será decreciente en la brecha del valor descontado de costos. Considerando esto, y llamando a la inversa de G(.) por K(.) (dado que la función G es monótona creciente, entonces la función K también será creciente en todos sus argumentos), se puede expresar la siguiente relación para el stock óptimo de viviendas que decide tener una firma al final del período t-1:

$$A_t^* = S_t E_{t-1}(Q_t) K_t \left(\frac{p_t^+}{c_t}, \frac{\mathbf{b}_t E_t^+ c_{t+1}}{c_t} \right) \quad (7)$$

Por tanto, podemos asumir, sin pérdida de generalidad, que el inventario óptimo que elegirá tener el productor al comienzo de cada período será creciente en las razones de precios sobre costos (como proxy del margen de utilidades unitarias) y del valor actual de costos de producción esperado sobre el presente. Dadas las relaciones anteriores, se puede arribar a la una relación entre ventas, inventarios de viviendas y expectativas de demanda futura. Para ello se requiere, en primer lugar, tener en cuenta la siguiente relación para las ventas del período:

$$Z_t = \text{Min}[A_t; X_t] \quad (8)$$

Considerando el hecho que la demanda y la oferta disponible tienen el mismo componente determinístico, se puede arribar a la siguiente relación:

$$Z_t = S_t E_{t-1}(Q_t) \text{Min}(K_t, U_t) \Leftrightarrow Z_t = S_t E_{t-1}(Q_t) V_t \quad (9)$$

Donde $V_t = \text{Min}(K_t, U_t)$

De lo anterior, un stockout ocurre si $U_t > K_t$. A partir de las definiciones anteriores, se puede encontrar la siguiente relación para inventarios al final del período, ex post de la realización de la demanda:

$$N_t = S_t E_{t-1}(Q_t) [K_t - \text{Min}(K_t; U_t)] \Leftrightarrow N_t = S_t E_{t-1}(Q_t) [K_t - V_t]$$

Definiendo la producción como $Y_t = A_t - N_{t-1}$, se puede obtener la siguiente relación de producción óptima:

$$Y_t = S_t E_{t-1}(Q_t) K_t - S_{t-1} E_{t-2}(Q_{t-1}) (K_{t-1} - \text{Min}(K_{t-1}; U_{t-1})) \quad (10)$$

Además, definiendo por $x_t = \ln(X_t)$ las variables A, K, U, V y Q y combinando las ecuaciones (7) y (9), se tiene:

$$\text{De (7)} \rightarrow \ln(A_t) = \ln(S_t) + \ln(K_t) + \ln(E_{t-1}(Q_t))$$

$$\text{De (9)} \rightarrow \ln(Z_t) = \ln(S_t) + \ln(V_t) + \ln(E_{t-1}(Q_t))$$

Despejando en ambas ecuaciones el componente determinístico de la demanda, se arriba a la siguiente relación:

$$\ln(A_t) - \ln(K_t) = \ln(Z_t) - \ln(V_t)$$

Es decir:

$$z_t = a_t - k_t + v_t \quad (11)$$

Si el valor de v es estocástico, entonces se debe realizar la distinción entre el caso donde $K > U$, en el cual se acumula stock de viviendas en inventario, respecto del caso contrario en que existe stockout. De esta manera, las ventas de cada período serán iguales al stock disponible en caso que la demanda sea mayor, mientras que en caso contrario será igual al stock más la diferencia entre el stock disponible y el excedente de oferta de viviendas por sobre la demanda, es decir:

$$z_t = a_t - k_t + u_t \rightarrow \text{sin } \textit{stockout}$$

$$z_t = a_t \rightarrow \text{con } \textit{stockout}$$

A partir de la ecuación (11) se realizarán algunas modificaciones para llegar a tener una aproximación que pueda ser estimada mediante información empírica. En primer lugar, considerando la definición expresada en (7), es razonable asumir que la función inversa de $G(\cdot)$ se puede expresar como log lineal del tipo :

$$K_t = \left(\frac{p_t}{c_t} \right)^a \left(\frac{\mathbf{b}_t E_t c_{t+1}}{c_t} \right)^g \quad \text{con } \mathbf{a}, \mathbf{g} > 0 \quad (12)$$

Reemplazando esta expresión en (11):

$$z_t = a_t - \mathbf{a} \log \left(\frac{p_t}{c_t} \right) - \mathbf{g} \log \left(\frac{\mathbf{b}_t E_t c_{t+1}}{c_t} \right) + \log(V_t)$$

Considerando β de la manera usual como factor de descuento $\mathbf{b}_t = \frac{1}{1+r_t}$, suponiendo que los

agentes descuentan a la tasa de interés de mercado, la cual es conocida en el período, se tiene la siguiente relación⁵:

⁵ Cabe destacar que para suponer lo anterior, los agentes no pueden enfrentar restricciones de liquidez.

$$z_t = a_t - \mathbf{a} \log\left(\frac{p_t}{c_t}\right) - \mathbf{g} \log\left(\frac{E_t c_{t+1}}{c_t}\right) - \mathbf{g} \log\left(\frac{1}{1+r_t}\right) + \log(V_t) \quad (13)$$

de lo cual, luego de un poco de álgebra, se puede arribar a la siguiente expresión a estimar:

$$a_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 z_t + \mathbf{b}_2 p_t + \mathbf{b}_3 c_t + \mathbf{b}_4 E_t(c_{t+1}) + \mathbf{b}_5 r_t + e_t \quad (14)$$

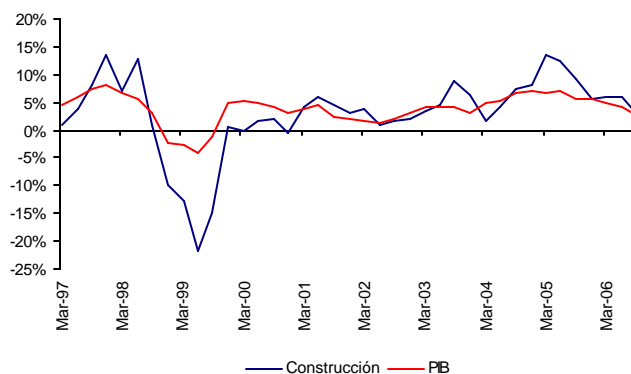
donde para este caso el término de error debe ser ortogonal a información disponible en períodos anteriores. Se espera un signo positivo en los parámetros β_1 (dado que un aumento en las ventas genera el incentivo de aumentar la oferta para contar con stockout), en β_2 (ya que un mayor precio genera un mayor costo de oportunidad al incurrir en stockout) y en β_4 (ya que dilatar la producción implicaría tener una ganancia asociada a diferenciales de costos de producción) y negativo en los parámetros β_3 (debido a que un mayor costo de producción en el período, ceteris paribus, implica una menor producción y con ello una caída en el inventario) y en β_5 , ya que el costo de oportunidad que se genera al no invertir en el mercado financiero se incrementa.

IV.- Datos y hechos estilizados

A.- Hechos estilizados del mercado inmobiliario chileno

El sector inmobiliario es uno de los que ha presentado mayor crecimiento dentro de los componentes del PIB real en el período posterior a la crisis asiática (desde 2002 a la fecha). En este período, el mercado laboral ha evidenciado un mayor dinamismo, lo cual se ha visto reflejado por medio de la caída en la tasa desempleo, desde un promedio de 9,9% entre 1999 y 2002 a un 8,9% entre los años 2003 y 2006, lo cual en gran medida respondió al incremento de la creación de puestos de trabajo desde un promedio de 0,8% a un 3,1% en dichos intervalos de tiempo. Junto con lo anterior, el Banco Central llevó a cabo un proceso de bajas de la TPM (desde 12,8% real en 1999 a un 1,75% nominal en 2004), lo cual favoreció el incremento tanto de la producción como del gasto en el sector inmobiliario a tasas superiores al crecimiento del PIB.

Figura 1: Crecimiento anual real (%)



Fuente: Banco Central de Chile

Una revisión de las cifras de este mercado nos lleva a plantear una serie de hechos estilizados que se deben considerar al momento de realizar análisis sobre la dinámica de éste. En primer lugar, las correlaciones de entre las variables relevantes del mercado muestran una oferta bien comportada, es decir, con una relación positiva en precios y costos reales, y decreciente en la tasa de interés. Asimismo, las ventas reales poseen una correlación negativa con la tasa de interés de mercado y los precios de las viviendas (reales), lo cual sugiere una demanda bien comportada. La siguiente tabla muestra estos resultados:

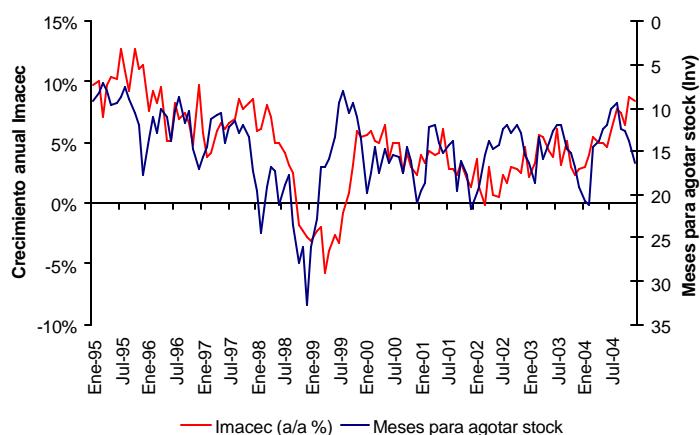
Tabla 1: Correlaciones entre variables

	Oferta	Precio	Ventas	ICE (real)	Tasa de interés
Oferta	1,000	0,538	0,074	0,803	-0,631
Precio	0,538	1,000	-0,207	0,542	-0,212
Ventas	0,074	-0,207	1,000	-0,089	-0,365
ICE (real)	0,803	0,542	-0,089	1,000	-0,623
Tasa de interés	-0,631	-0,212	-0,365	-0,623	1,000

Fuente: CCHC

Ramey y West (1999) plantean que son dos las principales interrogantes que han centrado la investigación moderna de inventarios agregados: el rol que tiene la relación inventario - ventas con el ciclo económico y el grado de estacionariedad que éstos puedan presentar. Al respecto y en línea con la evidencia empírica que citan dichos autores, los datos del mercado inmobiliario chileno dan cuenta que son altamente contracíclicos, lo cual se ve reflejado en la correlación de -0,51 entre los meses para agotar stock y el Imacec para la serie comprendida entre los años 1994 y 2004.

Figura 2: Meses para agotar stock e Imacec



Fuente: Banco Central de Chile, CCHC

Tal como muestra la figura previa, la serie de meses para agotar stock es altamente contracíclica, presentando incrementos en la fase contractiva del ciclo y viceversa. La siguiente tabla muestra la evolución de este indicador para tres períodos seleccionados: antes, durante y después de la crisis asiática, evidenciando que tanto para casas como para departamentos la serie presentó fuertes incrementos en la medida que la economía reducía la tasa de crecimiento.

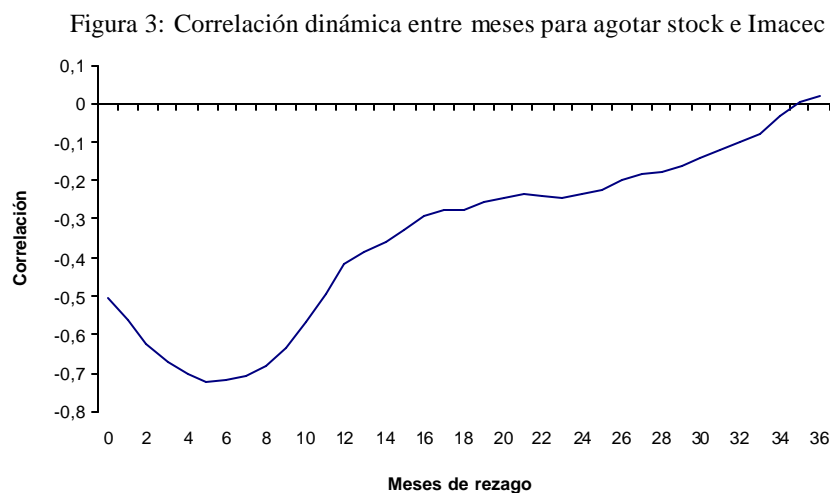
Tabla 2: Meses para agotar stock

	Crec anual PIB	Departamentos	Casas	Total
1993:1997	8,1%	14,6	7,5	10,9
1998:2002	2,5%	23,8	9,8	16,8
2003:2004	5,1%	18,4	9,7	14,6

Fuente: Banco Central de Chile, CCHC

Junto con presentar los inventarios un comportamiento contracíclico, la serie de meses para agotar stock ha sido reconocida por organismos como la OECD y el Conference Board de

EE.UU.⁶ como indicadores líderes del ciclo económico real en un amplio grupo de economías industrializadas. Al igual que los hallazgos de dichas instituciones, las cifras del mercado inmobiliario chileno permiten afirmar que los meses para agotar stock también pueden ser consideradas como indicador líder de la actividad, situación queda en evidencia por medio de la correlación dinámica que se maximiza (en valor absoluto) en 5 meses de adelanto respecto del Imacec (con un valor de -0,74).



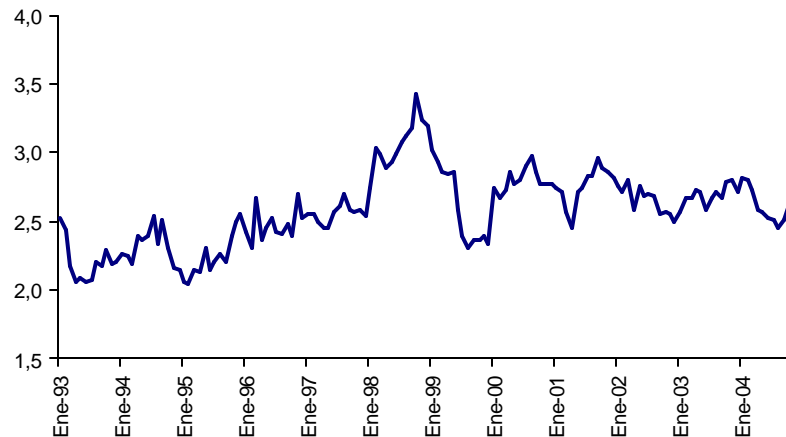
Fuente: Estimaciones del autor

En relación al segundo hecho estilizado planteado por Ramey y West (1999), relacionado con la persistencia de un desequilibrio en el mercado inmobiliario, los datos evidencian que aún cuando ha existido un aumento significativo en la oferta de viviendas ello no sería indicativo de posibles excesos de oferta crecientes en el tiempo. Prueba de ello es que la diferencia entre las series desestacionalizadas en logaritmos de la oferta y venta de

⁶ Detalles del proceso de elección de los componentes de los indicadores líderes se puede encontrar en las páginas web respectivas (www.oecd.org) y (www.conference-board.org)

viviendas no posee raíz unitaria⁷, lo cual es una evidencia a favor que de la hipótesis que el crecimiento de la oferta ha estado respaldado en gran medida por demanda.

Figura 4: Brecha oferta – ventas (en ln)



Fuente: CCHC, estimaciones del autor

B.- Datos a utilizar

Las estimaciones del modelo presentado en el capítulo anterior se realizarán utilizando datos mensuales de oferta, demanda, producción, costos de edificación, tasas de interés y un índice de precios hedónicos en UF que abarcan el período de enero de 1993 a diciembre de 2004. Las series de oferta, demanda, precios y costos de edificación se obtuvieron de la base de datos elaborada por la Gerencia de Estudios de la Cámara Chilena de la Construcción (CCHC), la cual se construye a través de información recabada de una serie de encuestas realizadas a empresas constructoras del Gran Santiago, medios de prensa y diversos estudios inmobiliarios. La serie de oferta y demanda se expresan en términos de unidades físicas para

⁷ El valor del Test ADF a la diferencia (en logaritmos) de oferta y ventas es -2,59, lo que sugiere estacionariedad

casas, departamentos y total (que corresponde a la suma de ambos), y corresponden sólo a viviendas nuevas (sin identificar si son terminadas o se encuentran bajo construcción), mientras que las series de precios e índices de costos de edificación son nominales. Dada la periodicidad de los datos, se presenta una serie original y la serie desestacionalizada⁸. Las principales estadísticas⁹ se resumen en la tabla adjunta¹⁰:

Tabla 3: Resumen datos

	Oferta	Ventas	TIR	Precio	Produccion	ICE
Observaciones	144	144	144	144	144	144
Promedio	24466	1867	8,4%	2763	1934	2155
Mediana	24838	1886	8,6%	2866	1866	2194
Desv. estandar	4521	480	1,2%	561	1287	342
Máximo	32754	3178	11,8%	3790	5758	2702
Mínimo	13448	788	5,8%	1566	4	1416

Fuente:: CCHC, Estimaciones del autor

El ajuste de inventario se puede realizar por medio de alteraciones en la producción, cuya serie se puede estimar utilizando datos de ventas y oferta informados por la CCHC por medio de la siguiente relación:

$$Pr\ oducci\ o_n = oferta_{t+1} - oferta_t + ventas_t \quad (15)$$

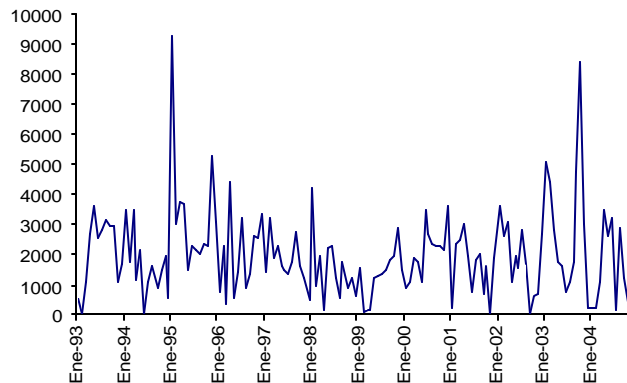
con un nivel de confianza de 90%.

⁸ Series desestacionalizadas por medio de la metodología Census X – 12

⁹ Cabe destacar que las series de oferta (stock) y ventas corresponden sólo a viviendas nuevas. A partir de ellas no es posible identificar la cantidad de viviendas en construcción, dado que las ventas se realizan tanto en viviendas terminadas como en construcción.

Obteniendo como resultado la dinámica que se presenta en la siguiente figura:

Figura 5: Producción mensual (unidades)



Fuente: Estimaciones del autor

Dado que no existen barreras de ningún tipo en lo que respecta a la periodicidad de la producción, se asume que las decisiones de ajustes de stock son mensuales, al igual que la periodicidad disponible de los datos. Cabe destacar que esto no implica que la producción de una vivienda demore un mes, sino que la decisión de un nuevo proyecto puede ser instantánea y la venta se puede generar en ese entonces, sin la necesidad que las viviendas se encuentren físicamente disponibles.

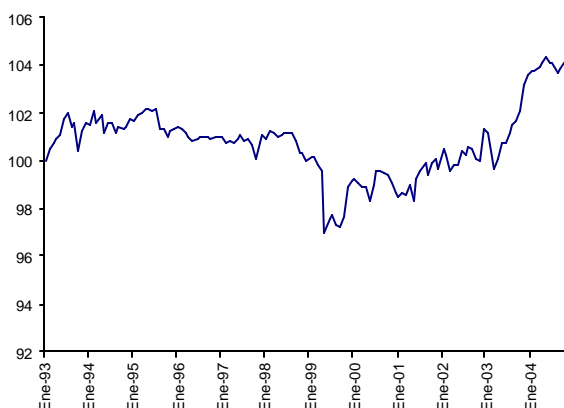
En lo que respecta a costos de producción, se utilizó como proxy el Índice de Costos de Edificación (ICE), que consiste en un indicador nominal que es calculado y publicado desde 1967 por la CCHC. Este índice captura tres partidas principales, que corresponden a (i)

¹⁰ Oferta, ventas y producción medidas en unidades físicas, ICE corresponde a un índice de costos nominales con base en diciembre de 1978 = 100; mientras que la variable precio corresponde a la estimación de un precio representativo de viviendas usadas expresadas en UF.

Subíndice de precios de materiales¹¹, (ii) Subíndice de Sueldos y salarios¹² y (iii) un Subíndice misceláneo¹³.

Dado que las series de oferta y venta de viviendas se expresan en unidades físicas, y el índice de precios de viviendas es real, entonces se consideró como pertinente deflactar la serie de costos de edificación por los niveles experimentados por el índice de precios al consumidor (IPC) para obtener un proxy de la evolución de los costos reales de edificación¹⁴, lo cual se presenta en la siguiente figura.

Figura 6: ICE deflactado (Ene 2000 = 100)



Fuente: Estimaciones del autor

La serie de precios utilizada en este trabajo se sigue de la metodología propuesta por el trabajo de Morandé (1992), quien, utilizando información de precios de la sección de Avisos Económicos del diario *El Mercurio*, construyó una serie de precios de oferta en UF

¹¹ El cual está compuesto por 125 materiales de construcción utilizados en la obra, cuyos promedios se obtienen de a lo menos tres productores.

¹² Se compone de los pagos realizados por mano de obra; lo cual incluye a jornaleros, ayudantes y maestros de distintas especialidades; y profesionales que participan directamente en la obra.

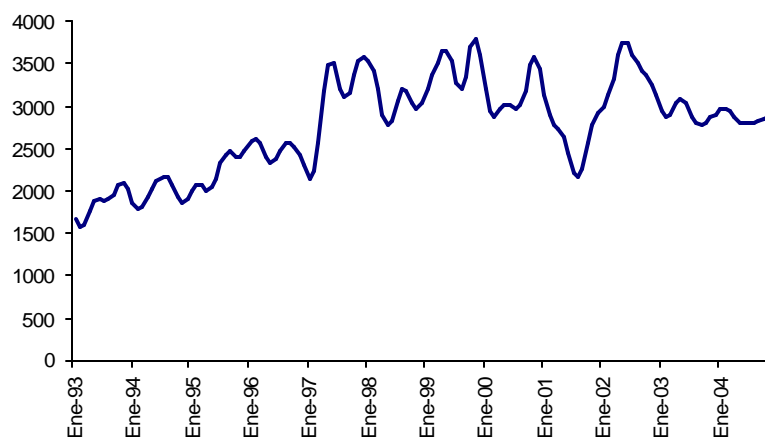
¹³ En esta categoría se agrupa el resto de los costos incurridos en la obra

¹⁴ Dado que la serie disponible de precios de viviendas se encuentra denominada en UF, es pertinente deflactar los costos de edificación por e IPC.

correspondientes a viviendas no nuevas para la comuna de Ñuñoa. En dicho trabajo, el autor hace alusión a la existencia de dos problemas existentes al realizar estimaciones por medio de esta serie: en primer lugar, los precios de oferta no necesariamente corresponden a los precios efectivos de transacciones, mientras que el segundo problema se refiere al hecho que la información disponible no permite identificar entre el valor intrínseco del activo y cualquier modificación que se pueda haber realizado sobre éste. Sin embargo, argumenta que si bien existe un margen o sesgo entre el precio de oferta del activo y el precio de transacción, éste sería constante a través de las diversas fases del ciclo económico. Cita además que dado que no existe evidencia contraria a esto, el espacio para la realización de críticas es más bien reducido (argumento similar se puede utilizar en el margen existente entre viviendas nuevas y usadas). Finalmente, elige la comuna de Ñuñoa debido a la homogeneidad existente a través del tiempo, por poseer indicadores económicos similares a los agregados y ser una comuna que no ha estado afectada por shocks idiosincráticos como otras comunas similares, como es el caso de Providencia. Cabe destacar que esta serie de precios no es representativa de las viviendas nuevas, pero es la mejor aproximación disponible¹⁵ A partir de estos supuestos, la Gerencia de Estudios de la CCHC ha construido la serie de precios desde 1993 hasta la fecha, la cual se presenta en la figura 7:

¹⁵ Dado que no existe una serie de precios nuevas y con los datos disponibles tampoco se puede inferir tal. Motivo de lo anterior, no se puede demostrar que los precios de viviendas nuevas ha seguido un comportamiento significativamente distinto a los de viviendas usadas .

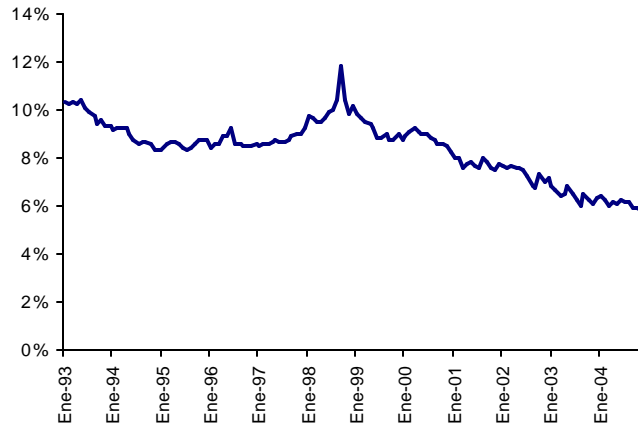
Figura 7: Precio hedónico viviendas



Fuente: CCHC

Finalmente, la serie considerada como proxy de tasas de interés corresponde a la TIR media de las letras hipotecarias. Esta variable se utilizó como proxy del costo de capital para las decisiones de inversión en el sector por las siguientes razones: (i) esta tasa es endógena a la TPM, por lo que captura cambios en la dirección de la política monetaria y en el costo de endeudamiento en el mercado financiero, (ii) al ser una tasa de largo plazo, captura cambios en las expectativas de actividad por parte del sector privado y (iii) captura condiciones idiosincrásicas del mercado inmobiliario que no necesariamente se refleja en el resto de las tasas de interés del mercado financiero.

Figura 8: TIR media real letras hipotecarias



Fuente: CCHC

La figura da cuenta de un alza de la tasa de interés pronunciado en 1998, momento en el cual el Banco Central decidió aumentar la TPM a un 12,8% real, para posteriormente presentar una trayectoria decreciente, lo cual se explica por el proceso de bajas de la TPM en los años posteriores y el menor nivel de los tipos de interés en el resto del mundo.

V.- Estimaciones

Las estimaciones se realizaron utilizando técnicas de series de tiempo, con el fin de encontrar relaciones de corto y largo plazo de acuerdo a la relación propuesta por (14). En lo que sigue de la sección se detallarán las técnicas econométricas que se han utilizado para realizar las estimaciones de estacionariedad, cointegración y de vectores de corrección de errores.

i. Estacionariedad y raíces unitarias

Para determinar el la existencia de estacionariedad y la presencia de raíces unitarias se utilizará el test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) sobre las series a utilizar de acuerdo a (14). Para correr el test ADF, se asume la existencia de un proceso autorregresivo de orden p que se puede expresar como:

$$y_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{a}_i y_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (16)$$

A partir de lo anterior, y luego de un poco de álgebra se puede obtener:

$$\Delta y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t + \mathbf{g} y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \mathbf{b}_i \Delta y_{t-i+1} + \mathbf{e}_t \quad (17)$$

En la relación (17) el coeficiente de interés es γ , dado que si $\gamma=0$ existe raíz unitaria. La existencia tanto de intercepto como de tendencia (es decir, si asumir a_0 y a_1 significativos) para testear la existencia de raíz unitaria dependerá de la significancia estadística de dichos parámetros, mientras que la cantidad de rezagos a incluir será aquel que minimice los valores de los criterios de información de Akaike y de Schwartz obtenidos en la regresión.

Bajo este test la hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria (es decir, $\gamma=0$). Al no rechazar H_0 luego de diferenciar p veces, entonces la variable es integrada de orden $p - 1$. Para rechazar la hipótesis nula, se debe considerar el estadígrafo que se obtiene por medio del test t estándar:

$$t^* = \frac{\hat{\mathbf{g}}}{\widehat{ee}(\hat{\mathbf{g}})} \quad (18)$$

El cual se compara con las tablas de Dickey Fuller. La regla general es que si t^* es menor que el valor indicado por DF la variable no tendrá raíz unitaria al nivel de confianza señalado.

ii. Cointegración

Para determinar tanto la cantidad de relaciones de cointegración como los parámetros que caracteriza a cada uno de ellos, se utilizaron dos métodos de estimación.

La primera de ellas se realizó por medio de la metodología de Engle y Granger, el cual plantea una metodología uniecuacional. Para llevar a cabo esta prueba, de debe chequear que las variables sen estacionarias en primera diferencia, es decir, deben contener a lo más una raíz unitaria. Luego se procede a estimar una regresión por MCO de la forma:

$$y_t = \mathbf{b}_0 + \sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i x_{it} + \sum_{i=n+1}^{n+j} \mathbf{b}_i z_{it} + u_t$$

Donde y_t corresponde a la variable endógena sobre la cual se desea estimar una relación de largo plazo, mientras que x_{it} y z_{it} corresponden a un conjunto de variables I(1) e I(0) respectivamente, donde t toma valores desde 1 a T. Cabe destacar que si es que estas variables cointegran, la estimación por MCO genera estimadores de cointegración insesgados y “superconsistentes”, dado que presentan una mayor velocidad de convergencia hacia los parámetros poblacionales que en el caso en que se utilice MCO sólo con variables estacionarias, lo cual fue demostrado por Stock (1987).

A partir de esta estimación se puede obtener una serie para los residuos u_t , sobre los cuales se realiza un test ADF, lo cual implica estimar por MCO la siguiente relación

$$\Delta \hat{u}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1} \Delta \hat{u}_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

A partir de lo anterior, se contrasta la hipótesis nula $a_1 = 0$. Si es que se rechaza, entonces la serie de residuos estimados no posee raíz unitaria, lo cual es suficiente para concluir que la relación estimada representa un equilibrio de largo plazo.

La segunda de ellas corresponde al test de la traza de Johansen, el cual plantea la posibilidad que exista endogeneidad entre las variables consideradas en el modelo. Para lograr lo anterior, plantea un VAR del tipo:

$$\Delta y_t = \mathbf{a} + \Pi y_{t-1} + \mathbf{x}_1 \Delta y_{t-1} + \mathbf{x}_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \mathbf{x}_p \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (19)$$

donde y_t es un vector de $n \times 1$ y ξ son vectores de parámetros, y u corresponde a un vector de errores estocásticos. De lo anterior, la hipótesis nula establece que el rango de la matriz Π es igual a h , versus la hipótesis alternativa que establece que el rango es igual a n . Para una cantidad T de observaciones, y expresando el i -ésimo valor propio de Π como \hat{I}_i (los cuales se ordenan de manera descendente), se obtiene el siguiente estadígrafo:

$$-T \sum_{i=h+1}^n \ln(1 - \hat{I}_i) \quad (20)$$

De lo anterior, si el valor del estadígrafo obtenido en (20) supera al valor crítico tabulado por Johansen, se rechaza la hipótesis nula. De ello se puede obtener la cantidad de

relaciones de cointegración y los parámetros que caracterizan a cada una de ellas. La cantidad de rezagos y la inclusión de intercepto y / o tendencia lineal obedecerán a los criterios de Akaike y Schwartz como también a la significancia estadística de los parámetros obtenidos.

Luego de obtener los parámetros que forman la(s) relación(es) de largo plazo, se obtienen los residuos determinados por ella. A fin de contrastar que la anterior efectivamente es una relación de cointegración se realiza un test ADF sobre los residuos obtenidos, a fin de determinar si éstos poseen raíz unitaria (lo cual daría indicio que no es una relación de cointegración). Cabe destacar que, dado que dichos residuos se obtienen a partir de un vector de parámetros estimados en un paso previo, se deben utilizar los valores obtenidos por Engle – Yoo (1987) o por MacKinnon (1991).

iii. Corto plazo: Vector de corrección de errores

La dinámica de corto plazo de las series consideradas en el modelo se caracterizarán por medio de la estimación de un vector de corrección de errores, el cual se puede representar por medio del siguiente VAR de n variables y p rezagos:

$$\Delta y_t = \mathbf{p}_0 + \mathbf{p}y_{t-1} + \mathbf{p}_1\Delta y_{t-1} + \mathbf{p}_2\Delta y_{t-2} + \dots + \mathbf{p}_p\Delta y_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (21)$$

donde

π_0 = vector de interceptos de dimensión nx1

π_i = matrices de coeficientes de nxn, con elementos dados por π_{ik}

π = matriz formada por elementos π_{ik} donde existen elementos tal que $\pi_{ik} \neq 0$; y

ε_t = vector de dimensión $n \times 1$, formado por elementos ε_{it}

Al igual que en el modelo de cointegración, se elegirá la cantidad de rezagos de acuerdo a la estimación de cointegración obedeciendo los resultados de los criterios de información de Akaike y Schwartz, como también la significancia estadística de los parámetros. Finalmente, una vez obtenidos los parámetros que caracterizan a dicho vector, se utilizarán gráficos de funciones de impulso respuesta para analizar el nivel de persistencia de diversos shocks sobre los principales determinantes del sistema.

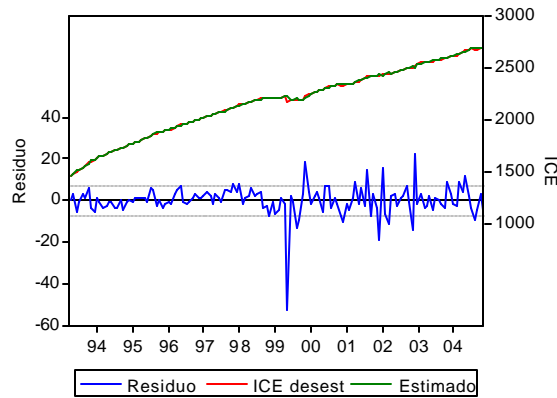
VI.- Resultados

i. Análisis de estacionariedad

El análisis de estacionariedad, y por ende, del grado de integración de las variables analizadas en el trabajo, se determinaron a través del test ADF descrito en la sección precedente, evaluando las series en logaritmos si es que ingresan en esa forma en las ecuaciones a estimar. Para ello, se consideró la existencia de una constante, tendencia lineal, ambas o ninguna de ellas en el test ADF de acuerdo a la significancia estadística de los parámetros.

Antes de proceder a estimar el grado de integración de las variables consideradas en el modelo, se debe encontrar un proceso que permita estimar una serie de costos de edificación con el fin de obtener la serie de valores esperados de costos para el próximo período ($E_t(c_{t+1})$), de acuerdo a la relación propuesta por (14). El modelo que mejor explica es un AR(2) con tendencia lineal (ver tabla 1), cuyo el cual genera los residuos que se pueden apreciar en el siguiente gráfico:

Figura 8: ICE real y estimado

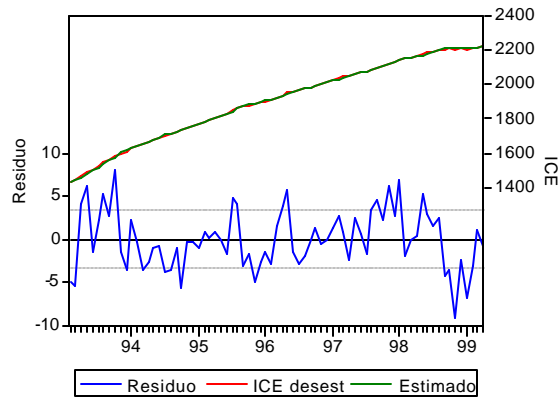


Fuente: Estimaciones del autor

Aparentemente la serie presenta un cambio estructural, lo cual eventualmente se hubiese materializado en un cambio de nivel desde mayo de 1999. Para corroborar lo anterior, se realizó un test de Chow para mayo de 1999, no pudiendo rechazar la hipótesis de cambio estructural en dicho mes con un nivel de confianza de 99% (mayores detalles ver anexo 2).

De lo anterior, se puede rechazar, al 99% de confianza, la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, por lo que los parámetros que explican la trayectoria de esta serie cambian luego de este quiebre. Dado lo anterior, esta serie se separó en dos subperíodos: el primero de ellos desde el inicio de esta serie a abril de 1999, mientras que el segundo desde mayo de dicho año al término de la serie (diciembre de 2004). Para el primer subperíodo el proceso que mejor explica el la evolución de los costos de edificación es un AR(1) con intercepto, lo cual genera la siguiente estimación:

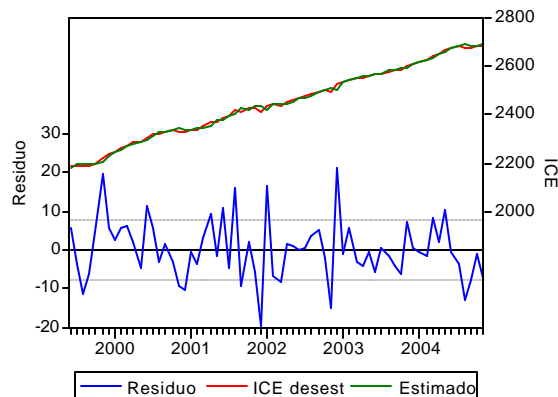
Figura 9: estimación ICE (1993:1999)



Fuente: Estimaciones del autor

Por su parte, para el segundo subperíodo el proceso de mejor explica la serie corresponde a un AR(1), sin intercepto ni tendencia, lo cual se presenta en el siguiente gráfico:

Figura 10: Estimación ICE (1999:2004)

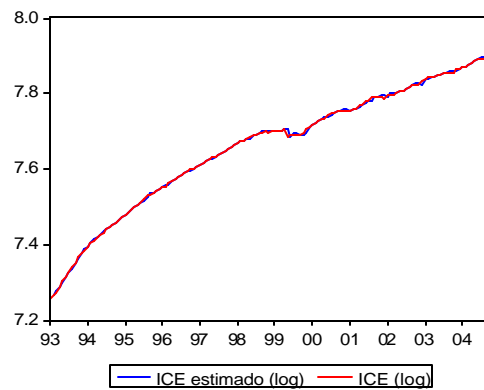


Fuente: Estimaciones del autor

La serie completa estimada de costos de edificación corresponde al empalme de ambas. Para el costo de edificación esperado para el próximo período se utilizará el costo observado en el período para estimar la realización del próximo período. La diferencia entre la estimación

y la realización de la variable corresponde a una perturbación, la cual por definición posee un valor esperado de cero. La serie empalmada de expectativas de costos de edificación y la serie original se presentan en la siguiente figura:

Figura 11: estimación ICE (serie empalmada)



Fuente: Estimaciones del autor

El análisis de raíces unitarias se realizó para las series en logaritmos, a excepción de la tasa de interés. Ello, dado que se privilegiará consistencia entre la forma funcional de la ecuación a estimar y el análisis de estacionariedad.

A través del test ADF, se determinó que todas las series consideradas en la estimación son integradas de primer orden, al 99% de confianza (mayores detalles ver anexos 5 al 16)

Tabla 4: Análisis de raíz unitaria (ADF)

Variable	Rezagos	Valor test ADF	
		Nivel	Diferencia
<i>Oferta (ln)</i>	4	-3,12	-5,08 **
<i>Tasa de Interés</i>	3	-1,96	-9,16 **
<i>ICE real (ln)</i>	1	-2,79	-6,82**
<i>ICE esperado real (ln)</i>	1	-2,86	-6,44**
<i>Precios (ln)</i>	4	-2,12	-6,44 **
<i>Ventas (ln)</i>	1	-2,94	-9,45**

Fuente: Estimaciones del autor

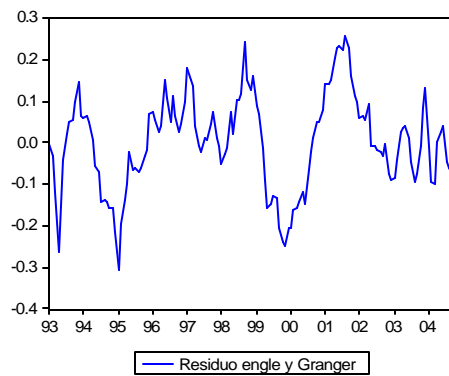
** Indica significancia al 1%.

ii. Análisis de cointegración

1. Análisis bajo Engle y Granger

A través de MCO se estimó la relación propuesta por (14), cuyos resultados se aprecian en la tabla 17 de la cual las variables precio, costos reales de edificación esperados y tasa de interés resultaron significativos, con los signos esperados de acuerdo al modelo planteado en la primera sección.

Figura 12: Residuo obtenido bajo Engle y Granger



Fuente: Estimaciones del autor

Con el fin de determinar si los residuos estimados poseen raíz unitaria se realizó un test ADF, del cual se obtuvo un valor del estadígrafo de -3,04 cifra superior al -3,89 correspondiente a cuatro variables y una significancia de 10% tabulada por MacKinnon

(1991), valor que coincide con el tabulado por Engle y Yoo (1987). De lo anterior se concluye que por esta metodología no se logró determinar alguna relación de cointegración.

2. Análisis bajo Johansen:

Los resultados obtenidos bajo la metodología de Engle y Granger no generaron una relación de largo plazo, lo cual puede obedecer a la existencia de endogeneidad que no es capturada por dicha especificación. Una forma alternativa de determinar relaciones de largo plazo corresponde a lo propuesto por Johansen (1988), la cual fue descrita en la sección anterior. El análisis bajo esta metodología cobra mayor validez al considerar dos hechos fundamentales:

El primero de ellos corresponde que al examinar el orden de integración de las series, se puede concluir que todas en primera diferencia son estacionarias, razón por la cual no existen un impedimento para utilizar el modelo de Johansen con el fin de determinar la existencia de la(s) relación(es) de largo plazo.

El segundo de ellos corresponde a la endogeneidad que existe entre las variables consideradas en el modelo de optimización. Tal como muestran los anexos 19 al 22, un análisis de causalidad de la Granger determinó que existe causalidad desde Tir de letras hipotecarias a oferta, desde precios a costos, desde ventas a oferta y desde ventas a precios.

Por lo tanto, un planteamiento provenientes de un VAR permite capturar de manera más adecuada estos efectos.

La elección de las posibles relaciones de largo plazo obtenidas se realizó de acuerdo al análisis en dos dimensiones. El primero de ellos versa sobre la cantidad de rezagos incluidos en la estimación, el cual se determinó minimizando los criterios de información de Akaike y Schwarz. Una vez determinada la cantidad de rezagos incluidos, se analizó la significancia estadística de los parámetros estimados mediante Johansen, lo cual se realizó a través del estadígrafo t tradicional (donde la hipótesis nula corresponde a la no significancia estadística del parámetro estimado).

De acuerdo a los criterios mencionados, se determinó la existencia de dos posibles relaciones de cointegración. Según el criterio de información de Schwarz, se determinó que la cantidad óptima de rezagos era de uno, con un intercepto y sin tendencia en la estimación de la relación de largo plazo. De acuerdo a ello, se determinó la existencia de dos posibles relaciones de cointegración, con una significancia de un 1%, las cuales presentaron parámetros estadísticamente significativos con un nivel de 99% confianza.

Tabla 5: Resultados test de Johansen (cointegración)

Ecuación	Oferta	Ventas	ICE	$E_t(ICE_{t+1})$	Tasa	Precio	Intercepto
1	-0,07306	0,13794	1.00000	0,00000	2,27745	0,07107	-4,10775
	(0.02745)	(0.03681)			(0.60692)	(0.03212)	
2	-0,0737250	0,1410480	0.000	1,000	2,3211320	0,0741190	-4,1531570
	(0.02777)	(0.03725)			(0.61408)	(0.03250)	

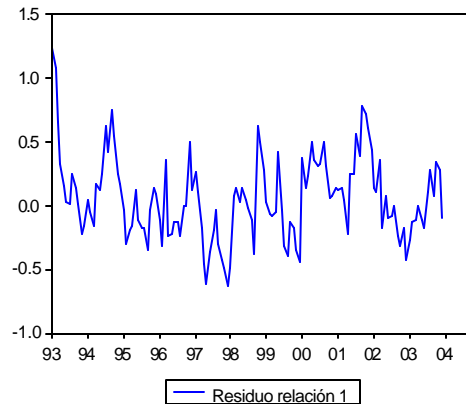
Fuente: Estimaciones del autor

La primera relación presenta un vector de parámetros estadísticamente significativos. La relación con parámetros normalizados de acuerdo a la serie de oferta se puede representar por medio de la siguiente expresión:

$$\log(oferta_t) - 1.88 * \log(ventas_t) - 13.68 * \log(ICE_t) - 31.17 * tasa_t - 0.97 \log(precio_t) + 56.22 = e_t \quad (22)$$

Donde ε corresponde al residuo obtenido de la ecuación, el cual oscila en torno a cero, y por ende sugiere la existencia de cointegración.

Figura 13: residuo relación 1



Fuente: Estimaciones del autor

El estadígrafo que se obtiene luego de realizar el test ADF al residuo obtenido asciende a $-5,28^{16}$, cifra inferior al $-5,18$ correspondiente a 100 datos con 1% de significancia existente en la tabla de Mackinnon y en la tabulada por Engle y Yoo (al mismo nivel de significancia), lo cual sugiere que la relación cointegra al 99% de confianza.

Por su parte, la segunda relación de cointegración, normalizada de acuerdo al parámetro del logaritmo de la oferta, genera la siguiente ecuación:

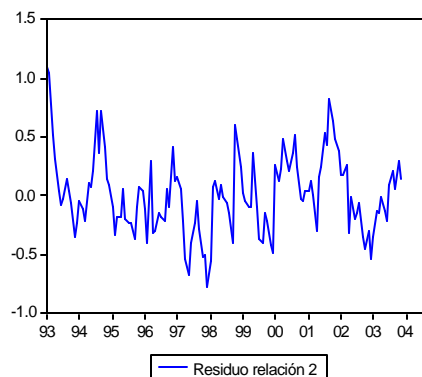
$$\log(\text{oferta}_t) - 13.56 * \log(E_t(c_{t+1})) - 1.91 * \log(\text{venta}_t) + 31.48 * \text{tasq}_t - 1.01 * \log(\text{precio}_t) + 56.33 = u_t \quad (23)$$

Donde el término u corresponde al residuo de la segunda relación de cointegración. Tal como en el caso anterior, el análisis de raíz unitaria nos lleva a concluir que el residuo se puede caracterizar como $I(0)$, dado que el resultado del estadígrafo ADF aplicado a la serie ascendió a $-5,19^{17}$, siendo este valor levemente inferior al $5,18$ propuesto por Mackinnon y por Engle y Yoo, ambos para 100 datos y un nivel de confianza de 99%. Dado lo anterior, esta relación también cointegra con un nivel de confianza de 99%. A continuación se presenta la gráfica que muestra una oscilación en torno a cero, lo cual refleja la existencia de estacionariedad.

¹⁶ El valor del estadígrafo se obtuvo al considerar un rezago como significativo, sin tendencia e intercepto

¹⁷ El valor del estadígrafo ADF se obtuvo al considerar un rezago, sin tendencia e intercepto.

Figura 14: Residuo relación 2



Fuente: Estimaciones del autor

Los signos obtenidos en ambas relaciones, en general, son consistentes con lo propuesto por el modelo de optimización presentado en la sección II. En lo que respecta a precios, en ambas relaciones el parámetro es positivo, lo cual permite inferir que la elasticidad de la oferta al precio, para el caso de las empresas constructoras del Gran Santiago, se encuentra en torno a 1 (para ambas relaciones no se puede rechazar la hipótesis de elasticidad unitaria con un nivel de confianza de 99%). Este resultado se encuentra en línea con el rango de elasticidades encontradas por Topel y Rosen (1988), que se ubica entre 1,0 y 3,0 y también en línea con el rango de 1,2 – 1,4 para el stock deseado para la oferta de EE.UU. por Dipasquale y Wheaton (1999).

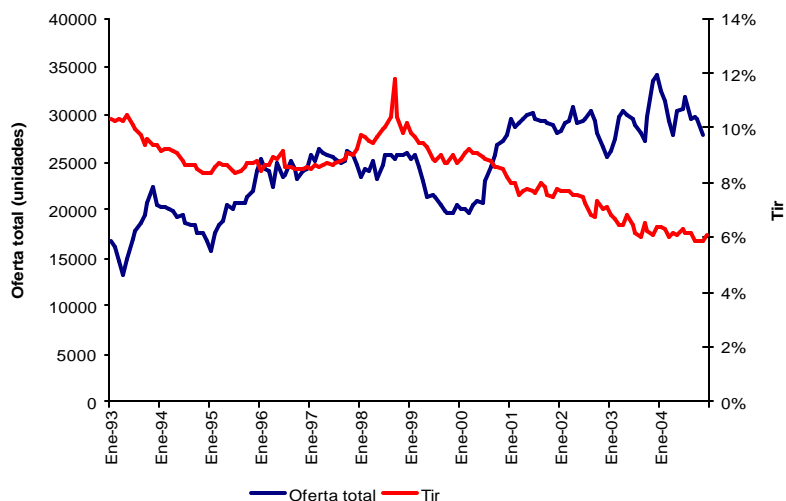
En lo referente a demanda, la elasticidad de la oferta de viviendas a las ventas del período también es positiva, lo cual resulta consistente con los postulados del modelo. En particular, la elasticidad de la oferta ante cambios en las ventas de viviendas corresponde a 1,9 en ambas relaciones de cointegración. Este resultado refleja en gran medida la sensibilidad que posee el sector inmobiliario a variaciones cíclicas en el PIB, lo cual se refleja en el hecho que

es el sector que posee el mayor coeficiente de variación en la tasa de crecimiento del PIB entre los años 1996 y 2006 ¹⁸. Desde una perspectiva de demanda, el gasto de en construcción es el segundo más volátil de la demanda interna luego del consumo privado en bienes durables.

Finalmente, las estimaciones paramétricas de la reacción frente a cambios en la tasa de interés de mercado arrojan como resultado valores positivos, situación que no se encuentra en línea con los postulados del modelo propuesto en la sección II, el cual sugiere que la relación contemporánea entre la tasa de interés y nivel de inventario debía ser negativa, ya que el costo de oportunidad alternativo de invertir en el mercado de capitales era mayor. No obstante, las características técnicas de la oferta inmobiliaria hacen que exista un tiempo de ajuste entre el incremento de la tasa de interés y el ajuste de la oferta total, mientras que la demanda responde contemporáneamente al incremento en el costo de capital, situación que se puede apreciar en las figuras adjuntas. No obstante, la serie de tasas de interés causa a la Granger en sentido inverso al stock de viviendas con 7 meses de anticipo, con un nivel de confianza de 98% (ver anexo 19).

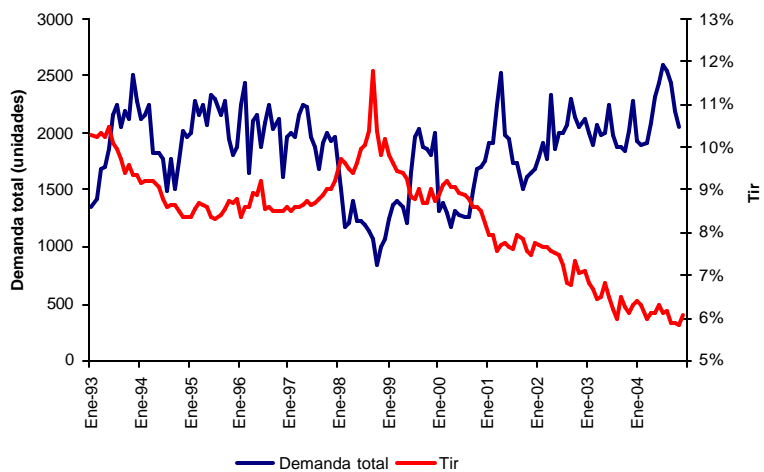
¹⁸ El coeficiente de variación de la tasa de crecimiento del PIB del sector construcción es 2,33; mientras que el PIB es de 0,77 entre 1996 y 2006. Por su parte, el coeficiente de variación del gasto en construcción es de 2,32; mientras que el de la demanda interna es de 1,18 (el de consumo en bienes durables es de 2,6).

Figura 15: Tasa de interés y oferta (en ln)



Fuente: CCHC

Figura 16: Tasa de interés y ventas de viviendas (en ln)



Fuente: CCHC

Los parámetros presentados sugieren que un incremento de 100 puntos base en la tasa de interés real de letras hipotecarias genera un incremento de la oferta de viviendas de alrededor 0,6% del stock presentado al final del período. No obstante, el efecto final que

tendría en el largo plazo una perturbación de tasas de interés dependerá de la sensibilidad que presente la demanda de estos bienes ante cambios de este tipo, situación que se menciona en la próxima sección.

iii. Estimación modelo de corto plazo: VEC (Vector de corrección de errores)

En la sección previa se presentaron las ecuaciones que caracterizan el equilibrio de largo plazo de acuerdo a las relaciones propuestas por el modelo de Kahn. Si bien en éste se presenta una relación positiva entre el precio de las viviendas, las ventas y la tasa de interés en el período corriente, los ajustes hacia los nuevos valores de equilibrio presentan, en la mayoría de los casos, una reacción excesiva en el momento en que se genera el shock. Este resultado se muestra en el análisis de corto plazo que se realizó mediante una estimación de vectores de corrección de errores (VEC), del cual se muestran los detalles en el anexo 26

En esta estimación se consideraron dos restricciones en la estimación del VAR. La primera de ellas se refiere a la cantidad de relaciones de cointegración (fueron 2, con una significancia de 1%), mientras que la segunda restricción que se consideró en la estimación fue la existencia de un rezago en el VAR, ya que ello minimiza entregado por el criterio de información de Schwartz en la estimación por medio del método de Johansen.

El análisis de perturbaciones de los determinantes de la oferta en el corto plazo, medido a través de funciones de impulso respuesta, muestran la existencia de efectos de largo plazo sobre el stock de viviendas disponibles para la venta, pero con algún grado de sobrerreacción de corto plazo. Para todos los casos, se consideró una perturbación de una desviación estándar en la serie citada.

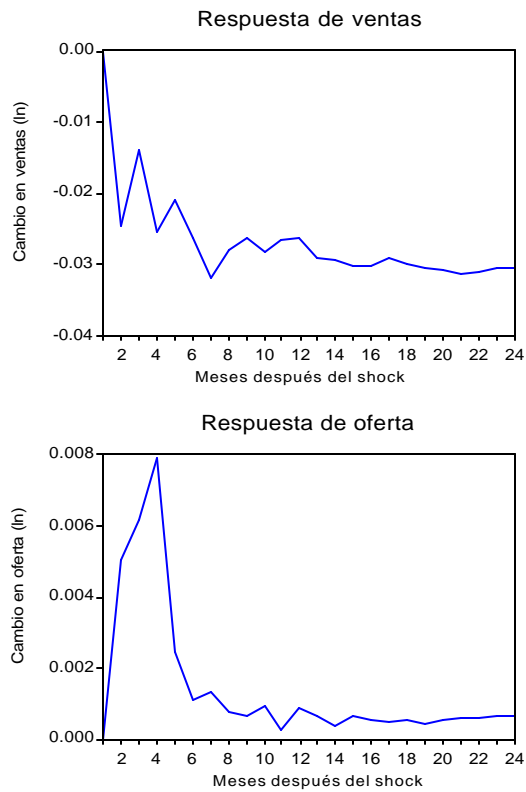
Una perturbación a la tasa de interés genera, tal como se pudo apreciar en la sección previa, un incremento de la oferta de viviendas en el mismo período. Sin embargo, se deben destacar varias cosas para realizar un análisis de la dinámica de este shock al nuevo equilibrio de largo plazo. En primer lugar, el nivel de demanda se ajusta instantáneamente el incremento de la tasa de interés, sin embargo el nivel de oferta se ajusta de manera más lenta debido a la ejecución de proyectos que aún están en construcción (de hecho los nuevos proyectos ingresados son en promedio un 7,9% de la oferta total). En este contexto, si bien tenemos una caída en el PIB del sector construcción cuando la economía se encuentra en una fase contractiva, existe un incremento en la oferta en el largo plazo como consecuencia de este shock.

Específicamente, el VEC estimado sugiere que ante una perturbación de una desviación estándar en la TIR de las letras hipotecarias¹⁹, la oferta de viviendas presenta una sobrerreacción máxima 4 meses luego de transcurrido el shock que se materializa en un incremento de 0,8% de incremento del stock de largo plazo, mientras que las ventas presentan

¹⁹ Lo cual equivale a alrededor de 123 puntos base de incremento en esta tasa.

un retroceso de 2%. Posteriormente, la oferta converge a un incremento de sólo 0,1% luego del octavo mes de transcurrido el shock. Por su parte, las ventas muestran una sensibilidad mucho mayor a los cambios en la TIR, lo cual, se materializa en una caída de 2,4% al cuarto mes de transcurrido el shock, y posteriormente converge a una caída de 3,0% al cabo de ocho meses después del incremento en la TIR.

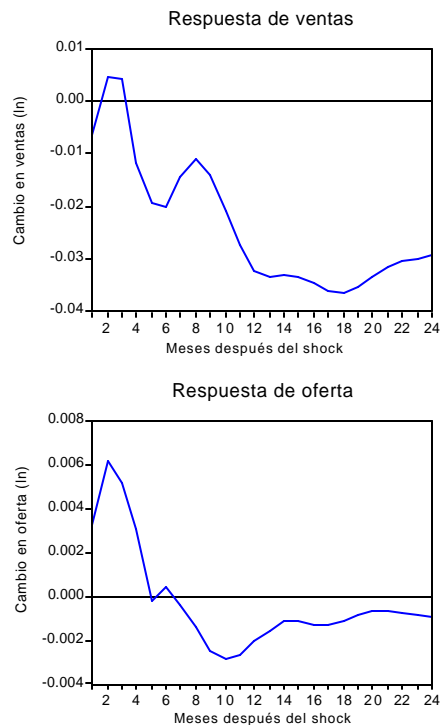
Figura 17: Respuesta de ventas y oferta ante cambios de una desviación estándar en TIR



Fuente: estimaciones del autor

Por su parte, ante una perturbación de una desviación estándar en el precio de las viviendas²⁰, existe un incremento en el corto plazo de la oferta de viviendas de 0,6% respecto de su valor inicial de largo plazo, transcurridos dos meses después del incremento en los precios. Posterior a esto, el efecto se comienza a disipar para presentar una caída permanente de 0,1% del valor inicial de largo plazo. Cabe destacar, que el aumento que presenta la oferta de viviendas en los cuatro meses siguientes a la perturbación resulta consistente con la contracción de las ventas de viviendas, la cual presenta una caída permanente de 3% del valor prevaleciente antes de la perturbación.

Figura 18: Respuesta de ventas y oferta ante cambios de una desviación estándar en TIR



Fuente: Estimaciones del autor

²⁰ Una desviación estándar corresponde a un incremento de 561 UF en el precio promedio de las viviendas.

iv. Principales hallazgos

A partir de las estimaciones presentadas en las secciones previas se pueden destacar los siguientes hallazgos:

(i) Los resultados obtenidos permiten inferir que la evolución del stock de viviendas no se encuentran significativamente desalineadas de los valores sugeridos por los fundamentales de largo plazo. Ello cobra gran interés, dado que luego del déficit de inversión existente en el período post crisis asiática (entre 1998 y 2003) la inversión residencial presentó un gran aumento, generando con ello dudas si se trataba de una recuperación por lo que no se había invertido previamente, o si existía un stock excesivo de viviendas. Los resultados de este estudio permiten inclinarse más por la primera razón.

(ii) En segundo lugar, se debe considerar que si bien los postulados generales del modelo de optimización presentado en la primera sección son consistentes con los signos de las variables que determinan el stock de viviendas, no considera la posible endogeneidad y relaciones entre las variables en el largo plazo. Prueba de ello es que mediante la metodología de Engle y Granger (que no plantea relaciones entre las variables independientes) no se encontró una relación de largo plazo, mientras que bajo la metodología de Johansen si se logró.

(iii) Las elasticidades encontradas para ambas relaciones se encuentra en torno a la unidad (1,01 y 0,98 en ambas relaciones de cointegración), lo cual se encuentra en línea con las estimaciones encontradas para EE.UU. por Topel y Rosen (1988) y Dipasquale (1999), las que se encuentran en el rango 1 – 3. Por su parte, la elasticidad que posee la oferta de viviendas a cambios en la demanda contemporánea es mayor (en torno a 1,9 en ambas relaciones de cointegración), razón por la cual los efectos de las perturbaciones sobre la demanda serán los que definitivamente determinarán la dirección de cambio en la oferta de viviendas.

(iv) El análisis de corto plazo sugiere que existe un ajuste bastante pronunciado tanto en la oferta como en la demanda antes perturbaciones de precios y de tasas, los cuales tienden a disiparse casi en su totalidad luego de dos trimestres después de transcurrido el shock. Si bien el modelo de optimización de inventarios propuesto en la sección II propone que ante un alza de tasas debiéramos apreciar una contracción de la oferta, es la mayor sensibilidad de las ventas ante esta variable, y las características técnicas de la oferta (relacionadas principalmente con el rezago entre la decisión de invertir y el momento en que la vivienda está terminada), lo que explica en gran medida esta diferencia con el modelo original.

VII.- Limitaciones y futuras direcciones de investigación

Los resultados obtenidos en las secciones previas, si bien son robustos, intuitivos y consistentes con los postulados originales del modelo de Kahn, no se puede descartar algún tipo de problema en ellos debido al nivel de representatividad de los datos utilizados, principalmente en lo que respecta a precios, oferta y a las dificultades inherentes al analizar un mercado compuesto por bienes que presentan un elevado nivel de heterogeneidad.

En lo que respecta a precios, la serie utilizada corresponde a un índice del precio de oferta de viviendas usadas de la comuna de Ñuñoa (que corresponde a la única serie disponible). Si bien esto permite eliminar el problema de endogeneidad existente entre precios y oferta de viviendas nuevas, la poca representatividad que posee esta dentro del Gran Santiago (aproximadamente un 10% de la oferta total) puede sesgar los resultados.

Por su parte, los datos de oferta utilizados consideran sólo al Gran Santiago, razón por la cual los resultados no se pueden generalizar como representativos de la economía. A pesar que existen datos de oferta de viviendas a nivel agregado del país, existen dos problemas relevantes para la utilización de éstos: el primero de ellos es que no existe una serie de precios representativa de viviendas a nivel país, y el segundo es que la serie de tiempo disponible de datos agregados es mucho más reciente (está disponible desde 2003, mientras que del Gran Santiago está disponible desde 1993).

Finalmente, se debe considerar que existen dificultades intrínsecas que surgen al analizar un mercado con un nivel elevado de heterogeneidad. Tal como menciona Arnott (1991), entre otras cosas resulta altamente complejo capturar la valoración del mercado a los diversos atributos de las viviendas (como cercanía de los servicios públicos, calidad de la construcción, etc.), lo cual hace muy complejo la elaboración de índices de precios hedónicos. No obstante, cabe destacar que los problemas asociados a la heterogeneidad entre las firmas se podrían minimizar al utilizar otro tipo de modelos (por ejemplo S,s), pero para ello se requieren datos a nivel desagregado.

A partir de lo anterior, resulta evidente que sería de gran utilidad tanto en términos académicos como empíricos contar con una mayor desagregación y cobertura de cifras del mercado inmobiliario. En lo que respecta a generación de nueva información, apoyaría mucho a la nueva investigación contar con un índice de precios de viviendas nuevas y además con una mayor cobertura de las cifras de oferta del mercado de viviendas nuevas y usadas. Asimismo, un eventual disponibilidad de estas cifras permitiría solucionar parte del problema de heterogeneidad y potenciar aún más el análisis microeconómico de este mercado.

VIII.- Conclusiones

La dinámica del mercado inmobiliario ha ocupado un lugar central en la discusión de la política económica en el transcurso de esta década. Esto ha obedecido, entre otras cosas, al hecho que la recuperación económica que experimentó la economía chilena después de la crisis asiática se vio reflejado en una fuerte recuperación de la demanda interna, impulsada por una aceleración del gasto en inversión residencial y de la actividad real del sector construcción a tasas superiores a la experimentada por el PIB. En este contexto, uno de los principales cuestionamientos ha sido si el incremento de la oferta inmobiliaria ha respondido a un desarrollo auspicioso de los fundamentos de largo plazo o bien si ha existido un crecimiento excesivo que pudiera causar un ajuste pronunciado en el futuro.

Este hecho, junto a la escasez de estudios asociados a la oferta inmobiliaria tanto teórica como empírica en Chile, constituyó la principal motivación de esta investigación. En particular, este estudio posee como objetivo determinar si la dinámica de la oferta inmobiliaria en Chile ha sido consistente con los fundamentos de largo plazo, utilizando como referencia relaciones provenientes de un problema con fundamentos microeconómicos y posteriormente la utilización de técnicas de estimación de series temporales para realizar las estimaciones paramétricas de largo y corto plazo.

Para lograr lo anterior, se desarrolló el modelo de optimización dinámica de inversión en inventarios propuesto en un paper seminal de Kahn (1987), basado en decisiones de stock de un productor representativo que opera bajo condiciones de competencia perfecta y que debe sopesar los costos de oportunidad de no contar con oferta suficiente para satisfacer demanda y los provenientes de acarrear inventarios para los próximos períodos. Las condiciones de primer orden del problema sugieren que el stock del período dependerá del nivel de precios de venta de los bienes, costos contemporáneos y esperados de producción, expectativas de ventas de viviendas y tasas de interés. Utilizando datos mensuales correspondientes el período entre 1993 y 2004 de ventas y oferta de viviendas (estas últimas medidas como stock en unidades físicas disponibles para venta)²¹, tasa de interés (TIR de letras hipotecarias), costos de edificación y precios de viviendas (ambas en términos reales); se estimaron relaciones de largo plazo y la dinámica de ajuste de corto plazo (cointegración y vectores de corrección de errores, respectivamente) obteniendo los siguientes resultados:

i) Mediante la metodología de Johansen (1988) se determinó la existencia de dos relaciones de cointegración, las cuales evidenciaron la existencia de residuos estacionarios para la serie de tiempo utilizada. De lo anterior se puede desprender que el incremento de la inversión inmobiliaria en los últimos años resulta consistente con la dinámica exhibida por los fundamentales económicos de largo plazo, destacando de ello la caída en las tasas de interés de largo plazo, el incremento en el precio de las viviendas y el crecimiento sostenido de la demanda. Lo anterior cobra mayor validez al considerar que el mayor crecimiento de la

²¹ Se consideró en los datos tanto viviendas terminadas como en construcción (venta en verde)

actividad se debió a una normalización del déficit de inversión en el período de la crisis asiática.

ii) Las ecuaciones de cointegración sugieren que la elasticidad de la oferta inmobiliaria respecto del precio de las viviendas se encuentra en torno a 1, resultado muy similar a los encontrados por Topel y Rosen (1988) y Dipasquale (1999) para EE.UU., quienes determinaron que ésta se encontraría dentro del rango 1,0 – 3,0. Por su parte, la oferta de viviendas responde positivamente a una perturbación de las tasas de interés, (lo cual se contradice a los postulados originales de Kahn), situación que se explica por una sensibilidad mucho mayor de la demanda de viviendas ante cambios contemporáneos en el costo de capital y a las características técnicas del proceso productivo de viviendas.

iii) El análisis de corto plazo, realizado por medio de ecuaciones de corrección de errores, da cuenta de una oferta que tiende a presentar un ajuste más pronunciado al momento de materializarse la perturbación, para luego converger a valores de largo plazo. Por medio de funciones de impulso respuesta²² se determinó que ante un cambio en la Tir de las letras hipotecarias la oferta presenta un incremento de 0,8% para luego converger a un aumento de 0,1%, lo que, en gran medida se explica por la contracción de las ventas de 2,4% en el momento del shock y de 3,0% en el largo plazo. Estos valores sugieren que la oferta se ajusta con un rezago (en torno a dos trimestres) ante cambios en el costo de capital. La respuesta frente a cambios de precios también evidencia una reacción excesiva en el corto plazo (0,6%),

²² Las perturbaciones consistieron en una desviación estándar a la variable citada

y de una posterior convergencia a 0,1% en el largo plazo. Tal como en el caso de la tasa de interés, esta dinámica se explica por la mayor sensibilidad contemporánea de las ventas ante un mayor costo de adquisición.

A pesar que los resultados obtenidos son consistentes con los postulados del modelo propuesto por Kahn, ellos no están exentos de potenciales problemas debido al nivel de representatividad de los datos disponibles. Específicamente, el índice de precios corresponde a un índice de precios de oferta de viviendas usadas de la comuna de Ñuñoa, lo cual, si bien corrige el problema de endogeneidad que surgiría al utilizar el precio de ventas de viviendas nuevas, carece de poca representatividad de la oferta total (aproximadamente 10% del total del Gran Santiago). Junto con lo anterior, se debe tener en cuenta que las cifras de oferta de viviendas a nivel agregado sólo existen a partir de 2003, razón por la cual se utilizaron datos del Gran Santiago, por ende, podría ser erróneo generalizar resultados para el agregado.

Debido a las razones expuestas, sería de gran valor la generación de series de precios de viviendas nuevas, con el fin de contar con mayor evidencia que permitan detectar diferencias entre el mercado de viviendas nuevas en relación al de las usadas, como también de generar información más desagregada a nivel país. Junto con lo anterior, una extensión natural de esta investigación consiste en analizar la dinámica del mercado inmobiliario no sólo en Santiago, sino que a nivel agregado y en diversas regiones, ya que no todas ellas se encuentran en la misma fase de desarrollo y eventualmente podrían poseer condiciones idiosincrásicas que las hacen tener equilibrios de largo plazo con diferencias estructurales.

Bibliografía

- Abel, A (1985) “Inventories, Stocks Outs and Production Smoothing” *The review of Economic Studies*, Vol 52 N°2.
- Caballero, R y Engel, E (1991) “Dynamic (S,s) Economies”, *NBER Working Paper*, N° 3734.
- Caballero, R y Engel, E (1999) “Explaining Investment Dynamics in U.S. Manufacturing: A generalized (S,s) Approach *Econometrica* , Vol 67 N°4.
- Demers, Frédérick (2005) “Modelling and Forecasting Housing Investment: The case of Canada” *Working Paper 2005 – 41, Bank of Canada*.
- Desormeaux, D y Piguillem, F (2003) “Precios hedónicos e Índices de Precios de Viviendas” Documento de trabajo N°12, Cámara Chilena de la Construcción.
- Dipasquale, D (1999) “Why don’t we know more about housing supply? *Journal of Real State Finance and Economics*, Vol 18 N°1.
- Enders, W (2004) “Applied econometric time series” Capítulos. 2,4,5,6. Wiley Series in Probability and Statistics.
- Falk, B. y Lee B. (2004) “The Inventory – Sales relationship in the market for New Single – Family homes”, *Real Estate Economics*, Vol 32, N°4.
- Lee, Gabriel (1999) “Housing investment Dynamics, Period of Production, and Adjustment Costs” *Journal of Housing Economics* Vol 8 N° 1.

- Kahn, A y Thomas, J (2004) “Modelling Inventories Over the Business Cycles” *NBER Working Paper* N° 10652
- Kahn, J (1987) “Inventories and the volatility of Production” *American Economic Review* Vol 77, N°4.
- Kahn, J (2000) “Explaining the gap between New Home Sales and Inventories” *Current Issues in Economic and Finance*, Vol 6 N°6, FED Nueva York.
- Kahn, J (1992) “Why is production more volatile than sales? Theory and evidence on the Stockout – Avoidance Motive for Inventory holding” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 107, N°2.
- Krane, S (1994) “The distinction between inventory holding and Stockouts costs: Implication for target inventories, asymmetric adjustment, and the effect of Aggregation on production Smoothing” *International Economic Review*, Vol 35, N° 1.
- McCarthy J. y Peach R. (2002) “Monetary Policy Transmission to Residential Investment” *FRBNY Economic Policy Review*, Mayo 2002.
- Mishkin, F (2007) “Housing and the monetaty transmission mechanism”, *Working Paper Federal Reserve Bank of Kansas*, Agosto 2007.
- Morandé, Felipe “The dynamics of real asset prices, the real exchange rate, trade reforms and foreign capital inflows” *Journal of Development Economics*, Vol 39.
- Morandé, F y Soto, R (1992) “Una nota sobre la construcción de series de precios de activos reales: tierra y casas en Chile” *Revista de análisis Económico*, Vol. 7, N°2.

- Poterba, J (1984) “Tax subsidies to Owner – Occupied Housing: An asset market approach” *The Quarterly of Journal Economics*, Vol 99, N°4.
- Rosen, H (1982) “On the estimation of Structural Hedonic Price Model” *Econometrica*, Vol 50, N° 3.
- Taylor, J y Woodford M (1999) *Handbook of Macroeconomics (Vol 1B)*, Elsevier Science, Amsterdam.

Anexos

Tabla 1

Estimación ICE serie completa (1993: 01 – 2004:11)

Dependent Variable: ICE_SA
Method: Least Squares
Date: 10/03/06 Time: 16:28
Sample(adjusted): 1993:04 2004:11
Included observations: 140 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 18 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICE(-1)	-0.283217	0.100590	-2.815556	0.0056
@TREND	8.958903	0.912984	9.812766	0.0000
C	2169.553	173.6894	12.49099	0.0000
AR(1)	1.256604	0.121849	10.31276	0.0000
AR(2)	-0.296158	0.117000	-2.531266	0.0125
R-squared	0.999522	Mean dependent var		2166.913
Adjusted R-squared	0.999508	S.D. dependent var		326.1917
S.E. of regression	7.238900	Akaike info criterion		6.831877
Sum squared resid	7074.227	Schwarz criterion		6.936935
Log likelihood	-473.2314	F-statistic		70525.75
Durban-Watson stat	2.020746	Prob(F-statistic)		0.000000
Invertid AR Roots	.94	.31		

Tabla 2

Test de Chow estimación ICE serie completa

Chow Breakpoint Test: 1999:05

F-statistic	10.10448	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	45.96487	Probability	0.000000

Tabla 3
Estimación ICE superíodo 1993:01 – 1999:04

Dependent Variable: ICE_SA

Method: Least Squares

Date: 10/03/06 Time: 18:28

Sample(adjusted): 1993:02 1999:04

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	39.67165	3.233296	12.26972	0.0000
ICE_SA(-1)	0.984679	0.001697	580.3136	0.0000
R-squared	0.999783	Mean dependent var		1901.791
Adjusted R-squared	0.999780	S.D. dependent var		232.0346
S.E. of regression	3.439211	Akaike info criterion		5.334666
Sum squared resid	863.4565	Schwarz criterion		5.396465
Log likelihood	-198.0500	F-statistic		336763.9
Durbin-Watson stat	1.234649	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 4
Estimación ICE subperíodo 1999:05 – 2004:11

Dependent Variable: ICE_SA

Method: Least Squares

Sample: 1999:06 2004:11

Included observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICE_SA(-1)	1.003144	0.000393	2551.538	0.0000
R-squared	0.997290	Mean dependent var		2445.957
Adjusted R-squared	0.997290	S.D. dependent var		149.8682
S.E. of regression	7.802217	Akaike info criterion		6.961728
Sum squared resid	3956.848	Schwarz criterion		6.994905
Log likelihood	-228.7370	Durbin-Watson stat		2.126626

Tabla 5**Test ADF para oferta (log)**

ADF Test Statistic	-3.123087	1% Critical Value*	-4.0259
		5% Critical Value	-3.4424
		10% Critical Value	-3.1456

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_OF_SA)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1993:03 2004:10

Included observations: 140 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_OF_SA(-1)	-0.106322	0.034044	-3.123087	0.0022
D(LOG_OF_SA(-1))	0.230256	0.082968	2.775250	0.0063
C	1.050022	0.333988	3.143897	0.0020
@TREND(1993:01)	0.000359	0.000161	2.234185	0.0271
R-squared	0.099057	Mean dependent var		0.004273
Adjusted R-squared	0.079183	S.D. dependent var		0.046073
S.E. of regression	0.044211	Akaike info criterion		-3.371520
Sum squared resid	0.265830	Schwarz criterion		-3.287473
Log likelihood	240.0064	F-statistic		4.984287
Durbin-Watson stat	2.023443	Prob(F-statistic)		0.002598

Tabla 6**Test ADF para Doferta (log)**

ADF Test Statistic	-5.083319	1% Critical Value*	-4.0278
		5% Critical Value	-3.4433
		10% Critical Value	-3.1461

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_OF_SA,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1993:07 2004:10

Included observations: 136 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_OF_SA(-1))	-0.862753	0.169722	-5.083319	0.0000
D(LOG_OF_SA(-1),2)	-0.017658	0.148684	-0.118760	0.9057
D(LOG_OF_SA(-2),2)	0.071698	0.124594	0.575449	0.5660
D(LOG_OF_SA(-3),2)	0.017455	0.105553	0.165371	0.8689
D(LOG_OF_SA(-4),2)	-0.056481	0.082185	-0.687243	0.4932
C	0.006324	0.008013	0.789177	0.4315
@TREND(1993:01)	-4.03E-05	9.45E-05	-0.426197	0.6707
R-squared	0.457549	Mean dependent var		-0.001006
Adjusted R-squared	0.432319	S.D. dependent var		0.056816
S.E. of regression	0.042808	Akaike info criterion		-3.414104
Sum squared resid	0.236391	Schwarz criterion		-3.264188
Log likelihood	239.1591	F-statistic		18.13494
Durbin-Watson stat	1.996194	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 7

Test ADF para tasa de interés

ADF Test Statistic	-1.962119	1% Critical Value*	-4.0273
		5% Critical Value	-3.4430
		10% Critical Value	-3.1460

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TASA)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1993:06 2004:10

Included observations: 137 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASA(-1)	-0.094988	0.048411	-1.962119	0.0519
D(TASA(-1))	0.069417	0.088727	0.782375	0.4354
D(TASA(-2))	-0.173449	0.086457	-2.006184	0.0469
D(TASA(-3))	-0.150225	0.084509	-1.777621	0.0778
D(TASA(-4))	-0.222303	0.085597	-2.597097	0.0105
C	0.008584	0.004398	1.951573	0.0531
@TREND(1993:01)	-5.97E-05	2.93E-05	-2.038557	0.0435
R-squared	0.176052	Mean dependent var		-0.000447
Adjusted R-squared	0.138024	S.D. dependent var		0.010099
S.E. of regression	0.009376	Akaike info criterion		-6.451489
Sum squared resid	0.011429	Schwarz criterion		-6.302293
Log likelihood	448.9270	F-statistic		4.629488
Durbin-Watson stat	1.982687	Prob(F-statistic)		0.000270

Tabla 8

Test ADF para D tasa de interés

ADF Test Statistic	-9.169436	1% Critical Value*	-2.5805
		5% Critical Value	-1.9422
		10% Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TASA,2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1993:06 2004:11

Included observations: 138 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TASA(-1))	-1.633665	0.178164	-9.169436	0.0000
D(TASA(-1),2)	0.653139	0.142805	4.573627	0.0000
D(TASA(-2),2)	0.433774	0.113148	3.833698	0.0002
D(TASA(-3),2)	0.247731	0.083821	2.955474	0.0037
R-squared	0.527543	Mean dependent var		2.75E-05
Adjusted R-squared	0.516966	S.D. dependent var		0.013583
S.E. of regression	0.009440	Akaike info criterion		-6.459127
Sum squared resid	0.011942	Schwarz criterion		-6.374279
Log likelihood	449.6798	F-statistic		49.87464
Durbin-Watson stat	1.986388	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 9**Test ADF para ICE real (log)**

ADF Test Statistic	-2.792309	1% Critical Value*	-4.0309
		5% Critical Value	-3.4447
		10% Critical Value	-3.1469

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_ICE_REAL)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1993:03 2003:12
 Included observations: 130 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_ICE_REAL(-1)	-0.077658	0.027811	-2.792309	0.0060
D(LOG_ICE_REAL(-1))	0.159347	0.086094	1.850833	0.0665
C	0.235603	0.083940	2.806815	0.0058
@TREND(1993:01)	3.51E-05	1.84E-05	1.904783	0.0591
R-squared	0.080988	Mean dependent var		0.000963
Adjusted R-squared	0.059107	S.D. dependent var		0.004848
S.E. of regression	0.004702	Akaike info criterion		-7.851296
Sum squared resid	0.002786	Schwarz criterion		-7.763064
Log likelihood	514.3342	F-statistic		3.701246
Durbin-Watson stat	1.981472	Prob(F-statistic)		0.013568

Tabla 10**Test ADF para D ICE real (log)**

ADF Test Statistic	-6.823883	1% Critical Value*	-4.0314
		5% Critical Value	-3.4450
		10% Critical Value	-3.1471

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_ICE_REAL,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/04/07 Time: 00:12
 Sample(adjusted): 1993:04 2003:12
 Included observations: 129 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_ICE_REAL(-1))	-0.801911	0.117515	-6.823883	0.0000
D(LOG_ICE_REAL(-1),2)	-0.054648	0.089410	-0.611200	0.5422
C	0.001284	0.000899	1.427100	0.1560
@TREND(1993:01)	-7.10E-06	1.15E-05	-0.616139	0.5389
R-squared	0.424002	Mean dependent var		7.47E-05
Adjusted R-squared	0.410178	S.D. dependent var		0.006300
S.E. of regression	0.004839	Akaike info criterion		-7.793861
Sum squared resid	0.002927	Schwarz criterion		-7.705185
Log likelihood	506.7040	F-statistic		30.67160
Durbin-Watson stat	1.934284	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 11**Test ADF para ICE esperado real (log)**

ADF Test Statistic	-2.868454	1% Critical Value*	-4.0314
		5% Critical Value	-3.4450
		10% Critical Value	-3.1471

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_ICE_EST_REAL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/05/07 Time: 18:16
 Sample(adjusted): 1993:03 2003:11
 Included observations: 129 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_ICE_EST_REAL(-1)	-0.079537	0.027728	-2.868454	0.0048
D(LOG_ICE_EST_REAL(-1))	0.157689	0.087308	1.806128	0.0733
C	0.241446	0.083730	2.883614	0.0046
@TREND(1993:01)	3.47E-05	1.80E-05	1.924095	0.0566
R-squared	0.082294	Mean dependent var		0.000961
Adjusted R-squared	0.060269	S.D. dependent var		0.004715
S.E. of regression	0.004570	Akaike info criterion		-7.907932
Sum squared resid	0.002611	Schwarz criterion		-7.819256
Log likelihood	514.0616	F-statistic		3.736408
Durbin-Watson stat	1.996398	Prob(F-statistic)		0.012993

Tabla 12**Tabla test ADF para D ICE real esperado**

ADF Test Statistic	-6.444087	1% Critical Value*	-2.5817
		5% Critical Value	-1.9424
		10% Critical Value	-1.6170

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_ICE_EST_REAL,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/05/07 Time: 18:18
 Sample(adjusted): 1993:04 2003:11
 Included observations: 128 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_ICE_EST_REAL(-1))	-0.743003	0.115300	-6.444087	0.0000
D(LOG_ICE_EST_REAL(-1),2)	-0.098974	0.089976	-1.100003	0.2734
R-squared	0.410774	Mean dependent var		4.86E-05
Adjusted R-squared	0.406097	S.D. dependent var		0.006157
S.E. of regression	0.004745	Akaike info criterion		-7.848062
Sum squared resid	0.002837	Schwarz criterion		-7.803499
Log likelihood	504.2760	F-statistic		87.83978
Durbin-Watson stat	1.989436	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 13

Test ADF para precios de viviendas (log)

ADF Test Statistic	-2.125530	1% Critical Value*	-3.4789
		5% Critical Value	-2.8825
		10% Critical Value	-2.5778

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_PRECIOSA)
 Method: Least Squares
 Included observations: 137 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRECIOSA(-1)	-0.018231	0.008577	-2.125530	0.0354
D(LOG_PRECIOSA(-1))	1.385247	0.073701	18.79561	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-2))	-0.590280	0.104725	-5.636463	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-3))	-0.775606	0.093564	-8.289607	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-4))	1.075491	0.102593	10.48308	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-5))	-0.490694	0.072641	-6.755036	0.0000
C	0.145594	0.067896	2.144374	0.0339
R-squared	0.855348	Mean dependent var		0.002872
Adjusted R-squared	0.848672	S.D. dependent var		0.048983
S.E. of regression	0.019055	Akaike info criterion		-5.033243
Sum squared resid	0.047202	Schwarz criterion		-4.884047
Log likelihood	351.7771	F-statistic		128.1181
Durbin-Watson stat	1.879296	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 14

Test ADF para D precios de viviendas (log)

ADF Test Statistic	-6.445092	1% Critical Value*	-2.5806
		5% Critical Value	-1.9422
		10% Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_PRECIOSA,2)
 Sample(adjusted): 1993:07 2004:11
 Included observations: 137 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRECIOSA(-1))	-0.413792	0.064203	-6.445092	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-1),2)	0.824901	0.081160	10.16393	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-2),2)	0.194157	0.063567	3.054343	0.0027
D(LOG_PRECIOSA(-3),2)	-0.587106	0.062649	-9.371423	0.0000
D(LOG_PRECIOSA(-4),2)	0.516019	0.072297	7.137469	0.0000
R-squared	0.766016	Mean dependent var		-0.000128
Adjusted R-squared	0.758926	S.D. dependent var		0.039271
S.E. of regression	0.019282	Akaike info criterion		-5.023479
Sum squared resid	0.049077	Schwarz criterion		-4.916910
Log likelihood	349.1083	F-statistic		108.0355
Durbin-Watson stat	1.888725	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 15**Test ADF para ventas (log)**

ADF Test Statistic	-2.942052	1% Critical Value*	-3.4776
		5% Critical Value	-2.8819
		10% Critical Value	-2.5775

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_VENTAS_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 08/05/07 Time: 18:05
 Sample(adjusted): 1993:03 2004:11
 Included observations: 141 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_VENTAS_SA(-1)	-0.133888	0.045508	-2.942052	0.0038
D(LOG_VENTAS_SA(-1))	-0.108438	0.084351	-1.285561	0.2007
C	1.008052	0.341688	2.950212	0.0037
R-squared	0.087357	Mean dependent var		0.002596
Adjusted R-squared	0.074130	S.D. dependent var		0.119577
S.E. of regresión	0.115060	Akaike info criterion		-1.465681
Sum squared resid	1.826951	Schwarz criterion		-1.402942
Log likelihood	106.3305	F-statistic		6.604601
Durbin-Watson stat	1.985752	Prob(F-statistic)		0.001823

Tabla 16**Test ADF para D ventas (log)**

ADF Test Statistic	-9.450092	1% Critical Value*	-2.5803
		5% Critical Value	-1.9421
		10% Critical Value	-1.6169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG_VENTAS_SA,2)
 Method: Least Squares
 Included observations: 140 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_VENTAS_SA(-1))	-1.226828	0.129822	-9.450092	0.0000
D(LOG_VENTAS_SA(-1),2)	0.042155	0.084699	0.497704	0.6195
R-squared	0.592230	Mean dependent var		-0.001688
Adjusted R-squared	0.589276	S.D. dependent var		0.183503
S.E. of regression	0.117603	Akaike info criterion		-1.428817
Sum squared resid	1.908612	Schwarz criterion		-1.386794
Log likelihood	102.0172	F-statistic		200.4265
Durbin-Watson stat	1.999358	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 17**Estimación relación modificada (Engle y Granger)**

Dependent Variable: LOG_OFERTA_SA
 Method: Least Squares
 Date: 08/04/07 Time: 23:31
 Sample(adjusted): 1993:01 2003:11
 Included observations: 131 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_ICE_EST_REAL	4.238948	0.555417	7.632004	0.0000
LOG_PRECIO_SA	0.192641	0.051100	3.769898	0.0002
TIR	-3.270715	1.092364	-2.994162	0.0033
C	-4.121428	1.553369	-2.653219	0.0090
R-squared	0.718703	Mean dependent var		10.06473
Adjusted R-squared	0.712058	S.D. dependent var		0.187566
S.E. of regression	0.100648	Akaike info criterion		-1.724309
Sum squared resid	1.286523	Schwarz criterion		-1.636516
Log likelihood	116.9422	F-statistic		108.1600
Durbin-Watson stat	0.209183	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 18**Test ADF a residuos bajo Engle – Granger**

ADF Test Statistic	-2.983251	1% Critical Value*	-3.4773
		5% Critical Value	-2.8818
		10% Critical Value	-2.5774

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ERROR_EYG)
 Method: Least Squares
 Date: 11/01/06 Time: 19:29
 Sample(adjusted): 1993:02 2004:11
 Included observations: 142 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ERROR_EYG(-1)	-0.118390	0.039685	-2.983251	0.0034
C	-0.001262	0.003845	-0.328181	0.7433
R-squared	0.059770	Mean dependent var		-0.001335
Adjusted R-squared	0.053054	S.D. dependent var		0.047087
S.E. of regresión	0.045821	Akaike info criterion		-3.314178
Sum squared resid	0.293935	Schwarz criterion		-3.272546
Log likelihood	237.3066	F-statistic		8.899787
Durbin-Watson stat	1.744699	Prob(F-statistic)		0.003366

Tabla 19
Causalidad de la Granger (Oferta y Tir)

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 7

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG_OFERTA_SA does not Granger Cause TIR	134	0.84635	0.55125
TIR does not Granger Cause LOG_OFERTA_SA		2.46622	0.02128

Tabla 20
Causalidad a la Granger (Precios e ICE)

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG_ICE_REAL does not Granger Cause LOG_PRECIO_SA	126	0.64753	0.69197
LOG_PRECIO_SA does not Granger Cause LOG_ICE_REAL		2.18053	0.04993

Tabla 21
Causalidad a la Granger (ventas y oferta)

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG_VENTAS_SA does not Granger Cause LOG_OFERTA_SA	136	2.16094	0.06258
LOG_OFERTA_SA does not Granger Cause LOG_VENTAS_SA		2.26983	0.05154

Tabla 22
Causalidad a la Granger (ventas y precios)

Pairwise Granger Causality Tests
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG_PRECIO_SA does not Granger Cause LOG_VENTAS_SA	139	1.97605	0.14263
LOG_VENTAS_SA does not Granger Cause LOG_PRECIO_SA		3.25528	0.04164

Tabla 23

Test Johansen de cointegración

Date: 08/04/07 Time: 21:50

Sample: 1993:01 2004:11

Included observations: 129

Series: LOG_ICE_REAL LOG_ICE_EST_REAL LOG_PRECIO_SA LOG_VENTAS_SA LOG_OFERTA_SA TIR

Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.487865	162.9474	94.15	103.18	None **
0.250684	76.62480	68.52	76.07	At most 1 **
0.138068	39.39604	47.21	54.46	At most 2
0.095667	20.22938	29.68	35.65	At most 3
0.052186	7.257504	15.41	20.04	At most 4
0.002659	0.343530	3.76	6.65	At most 5

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

LOG_ICE_REAL	LOG_ICE_EST_REA	LOG_PRECIO_SA	LOG_VENTAS_SA	LOG_OFERTA_SA	TIR
	L				
-43.55334	43.18199	0.105416	0.083155	-0.001686	1.040502
-6.173769	1.916671	-0.296687	-0.581244	0.309733	-9.611609
-5.614557	12.43250	-0.351923	0.089710	-0.295031	6.688309
3.239198	-4.920036	-0.301288	0.250527	0.622301	5.782909
-3.795220	3.520969	0.020597	-0.117906	0.531693	5.908664
-3.353338	3.280499	-0.079352	-0.062186	0.173721	-7.794373

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

LOG_ICE_REAL	LOG_ICE_EST_REA	LOG_PRECIO_SA	LOG_VENTAS_SA	LOG_OFERTA_SA	TIR	C
	L					
1.000000	-0.991474 (0.01705)	-0.002420 (0.00118)	-0.001909 (0.00138)	3.87E-05 (0.00195)	-0.023890 (0.03393)	0.009997
Log likelihood	2281.857					

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

LOG_ICE_REAL	LOG_ICE_EST_REA	LOG_PRECIO_SA	LOG_VENTAS_SA	LOG_OFERTA_SA	TIR	C
	L					
1.000000	0.000000	0.071067 (0.03212)	0.137936 (0.03681)	-0.073057 (0.02745)	2.277451 (0.60692)	-4.107749
0.000000	1.000000	0.074119 (0.03250)	0.141048 (0.03725)	-0.073725 (0.02777)	2.321132 (0.61408)	-4.153157
Log likelihood	2300.471					

Tabla 24**Test ADF a residuo de ecuación de cointegración 1**

ADF Test Statistic	-5.282894	1% Critical Value*	-3.4815
		5% Critical Value	-2.8837
		10% Critical Value	-2.5784

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(COINT_2)

Sample(adjusted): 1993:03 2003:12

Included observations: 130 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINT_2(-1)	-0.357843	0.067736	-5.282894	0.0000
D(COINT_2(-1))	-0.042120	0.084245	-0.499977	0.6180
C	0.008910	0.020204	0.441012	0.6600
R-squared	0.209680	Mean dependent var		-0.009040
Adjusted R-squared	0.197234	S.D. dependent var		0.252721
S.E. of regression	0.226431	Akaike info criterion		-0.109944
Sum squared resid	6.511436	Schwarz criterion		-0.043770
Log likelihood	10.14633	F-statistic		16.84716
Durbin-Watson stat	1.979658	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 25**Test ADF a residuo de ecuación de cointegración 2**

ADF Test Statistic	-5.188569	1% Critical Value*	-2.5816
		5% Critical Value	-1.9424
		10% Critical Value	-1.6170

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(COINT_1)

Method: Least Squares

Included observations: 129 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINT_1(-1)	-0.353802	0.068189	-5.188569	0.0000
D(COINT_1(-1))	-0.041902	0.084546	-0.495607	0.6210
R-squared	0.206097	Mean dependent var		-0.006893
Adjusted R-squared	0.199845	S.D. dependent var		0.259952
S.E. of regression	0.232531	Akaike info criterion		-0.064207
Sum squared resid	6.866957	Schwarz criterion		-0.019868
Log likelihood	6.141321	F-statistic		32.96909
Durbin-Watson stat	1.978502	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabla 26

Estimación de VEC

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2				
LOG_ICE_EST_REAL(-1)	1.000000	0.000000				
LOG_ICE_REAL(-1)	0.000000	1.000000				
LOG_PRECIO_SA(-1)	0.074119 (0.03250) (2.28033)	0.071067 (0.03212) (2.21223)				
LOG_VENTAS_SA(-1)	0.141048 (0.03725) (3.78694)	0.137936 (0.03681) (3.74710)				
LOG_OFERTA_SA(-1)	-0.073725 (0.02777) (-2.65483)	-0.073057 (0.02745) (-2.66185)				
TIR(-1)	2.321132 (0.61408) (3.77985)	2.277451 (0.60692) (3.75249)				
C	-4.153157	-4.107749				
Error Correction:	D(LOG_ICE_EST_REAL)	D(LOG_ICE_REAL)	D(LOG_PRECIO_SA)	D(LOG_VENTAS_SA)	D(LOG_OFERTA_SA)	D(TIR)
CointEq1	0.399971 (0.20232) (1.97690)	1.117141 (0.14555) (7.67506)	-2.184869 (1.53910) (-1.41957)	5.743018 (4.51401) (1.27227)	-2.082585 (1.95615) (-1.06464)	-0.136594 (0.11749) (-1.16257)
CointEq2	-0.408114 (0.20590) (-1.98211)	-1.131671 (0.14813) (-7.63981)	1.677856 (1.56631) (1.07121)	-8.146659 (4.59382) (-1.77340)	1.988103 (1.99073) (0.99868)	0.143537 (0.11957) (1.20045)
D(LOG_ICE_EST_REAL(-1))	-0.045422 (0.18827) (-0.24126)	-0.082105 (0.13544) (-0.60619)	1.838526 (1.43220) (1.28371)	-7.792943 (4.20047) (-1.85526)	1.134718 (1.82027) (0.62338)	0.192130 (0.10933) (1.75731)
D(LOG_ICE_REAL(-1))	-0.009142 (0.12920) (-0.07075)	0.054347 (0.09295) (0.58467)	-0.530719 (0.98289) (-0.53996)	3.489591 (2.88269) (1.21053)	0.656236 (1.24921) (0.52532)	-0.025516 (0.07503) (-0.34007)
D(LOG_PRECIO_SA(-1))	-0.003292 (0.00873) (-0.37709)	-0.005510 (0.00628) (-0.87738)	0.664766 (0.06640) (10.0115)	0.347726 (0.19474) (1.78555)	0.076924 (0.08439) (0.91150)	0.004642 (0.00507) (0.91580)
D(LOG_VENTAS_SA(-1))	0.000485 (0.00361) (0.13442)	-0.001205 (0.00259) (-0.46436)	0.050881 (0.02744) (1.85441)	-0.154293 (0.08047) (-1.91736)	-0.000479 (0.03487) (-0.01374)	0.000986 (0.00209) (0.47086)
D(LOG_OFERTA_SA(-1))	-0.004048 (0.00981) (-0.41256)	0.001041 (0.00706) (0.14747)	-0.025971 (0.07465) (-0.34791)	0.183856 (0.21894) (0.83975)	0.186925 (0.09488) (1.97017)	-0.007435 (0.00570) (-1.30475)
D(TIR(-1))	-0.118321 (0.16378) (-0.72245)	-0.048269 (0.11782) (-0.40967)	0.283075 (1.24588) (0.22721)	-5.840352 (3.65401) (-1.59834)	1.677675 (1.58346) (1.05950)	-0.190401 (0.09511) (-2.00194)
C	0.001002 (0.00043) (2.31472)	0.000942 (0.00031) (3.02303)	0.000626 (0.00329) (0.19016)	0.002523 (0.00966) (0.26114)	0.003383 (0.00419) (0.80811)	-0.000512 (0.00025) (-2.03785)
R-squared	0.075940	0.545603	0.494526	0.317376	0.078250	0.074881
Adj. R-squared	0.014336	0.515310	0.460828	0.271868	0.016800	0.013206
Sum sq. resids	0.002629	0.001361	0.152145	1.308718	0.245767	0.000887
S.E. equation	0.004681	0.003367	0.035607	0.104432	0.045255	0.002718
F-statistic	1.232709	18.01080	14.67511	6.974026	1.273392	1.214132
Log likelihood	513.6166	556.0975	251.8634	113.0612	220.9323	583.7265
Akaike AIC	-7.823513	-8.482132	-3.765324	-1.613352	-3.285772	-8.910488
Schwarz SC	-7.623991	-8.282610	-3.565803	-1.413830	-3.086250	-8.710966
Mean dependent	0.000961	0.000916	0.004353	0.002723	0.005602	-0.000322
S.D. dependent	0.004715	0.004837	0.048492	0.122385	0.045640	0.002736
Determinant Residual Covariance		1.30E-23				
Log Likelihood		2300.471				
Akaike Information Criteria		-34.64296				
Schwarz Criteria		-33.17980				

