

Evaluando las Dinámicas de Precios en el Sector Inmobiliario: Evidencia para Perú¹

DIEGO VÍLCHEZ NEIRA²

RESUMEN

Se emplea un procedimiento en dos etapas para analizar las dinámicas de largo plazo entre los precios reales de los departamentos y sus fundamentos. En este marco, primero se calcula índices de precios hedónicos utilizando información a nivel de transacción, y luego se estima un modelo de corrección de errores trimestral para el horizonte 1998-2014. Los determinantes de los precios utilizados para esta aplicación son: tasa de interés hipotecaria real, producto bruto interno real, y los volúmenes de transacción. Mediante una descomposición estructural del modelo se puede identificar y dar interpretación económica a los choques permanentes y transitorios que afectan al mercado inmobiliario. Además, se analiza distintos tramos de la distribución de precios para ver si existe una relación de largo plazo entre los sub-mercados. Finalmente, la forma reducida del modelo se emplea para generar proyecciones alternativas de precios. Los resultados de las estimaciones indicarían que los choques de ingreso y volumen de transacciones son los que tienen mayor poder explicativo sobre la dinámica de precios. Por otro lado, bajo supuestos razonables, las proyecciones sugieren que los precios reales enfrentarían un proceso de desaceleración durante los próximos años.

ABSTRACT

This paper uses a two-step procedure to analyze the long-run dynamics between real house prices and their fundamentals in Lima, Peru. In this framework, first a hedonic price index is calculated, and then used for estimating a quarterly vector error correction model over the period 1998-2014. The price determinants considered in this application are: real mortgage interest rate, real gross domestic product, and trading volume. The reduced form of the model is employed for generating alternative price forecasts. In addition, a structural decomposition of the system allows us to identify and give an economic interpretation to the permanent and transitory shocks. Finally, this analysis is also applied to different tranches of the price distribution to assess if the interrelationships in the system vary across them. Results imply that income and trading volume shocks contribute the most at explaining the dynamics in prices. Also, under reasonable assumptions for the modeled fundamentals, predictions suggest that real house prices would undergo an important deceleration during the following years. Some signs of differenced behavior throughout the price distribution in the housing market cannot be ruled out in this analysis.

Clasificación JEL: R21, E31, C32.

Palabras clave: Precios inmobiliarios, Índices hedónicos, Vectores autoregresivos

¹ El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Paul Castillo, Jorge Trelles, Ugo Panizza y Marco Vega. Así mismo, parte de la investigación fue llevada a cabo con el apoyo de la Cooperación Suiza en el Perú. Las opiniones presentadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad del autor

² Especialista en Programación Financiera. Banco Central de Reserva del Perú. Email: diego.vílchez@bcpr.gob.pe.

1. Introducción

El sector inmobiliario residencial ha mostrado un comportamiento muy dinámico durante la última década, lo cual aunado a un escenario de importante crecimiento económico, ha implicado un aumento importante en los precios reales de departamentos en la ciudad de Lima. La serie de precios exhibe un punto de inflexión en 2007, y desde entonces los precios nominales se han incrementado más de 240% mientras que los precios reales acumularon un aumento de alrededor de 130%.³ La importante subida de precios ha originado cuestionamientos acerca de las posibles causas y futura persistencia de esta tendencia. Como se ha observado en otras economías, tanto en países desarrollados como en desarrollo, desvíos importantes de los precios respecto a sus fundamentos de oferta y demanda pueden conducir a importantes correcciones, con consecuencias negativas para la economía y la estabilidad financiera. El objetivo principal de esta investigación consiste en identificar y analizar las principales variables que habrían explicado el rápido crecimiento de los precios inmobiliarios en Lima. En este sentido, se emplea un modelo de corrección de errores para determinar la interrelación de los precios con sus fundamentos económicos que, en esta aplicación, incluyen el volumen de transacciones, el PBI y la tasa de interés real hipotecaria. Así mismo, para evitar los sesgos generados por cambios en calidad de los departamentos en el tiempo, primero se construye un índice de precios hedónicos mediante el uso de datos a nivel de transacción, sobre precios y características de los inmuebles⁴.

Ha habido numerosas contribuciones importantes en la literatura empírica que explican el movimiento de los precios en función de sus factores determinantes. Esta literatura suele emplear variables proxy para el ingreso, factores demográficos y financieros para recoger los efectos de la demanda inmobiliaria de largo plazo, mientras que los costos de construcción y medidas del stock disponible de viviendas ayudan a incorporar la influencia del lado de la oferta. Esto se ha realizado primero en marcos uniecuacionales (ver Engelhardt y Poterba, 1991; Abraham y Hendershott, 1996; Clayton, 1996; Capozza et al., 2002; entre muchos otros), y más recientemente en marcos multi-ecuacionales (ver Sutton, 2002; Klyuev, 2008; Tsounta, 2009; y Cubeddu et al., 2012). También existe una vasta literatura que intenta explicar los movimientos observados entre los precios y el volumen de transacciones (ver Stein, 1995; Berkovec y Goodman, 1996; y Genesove y Mayer, 2001).

Algunos trabajos empíricos ya se han aplicado al caso de Perú.⁵ Cubeddu et al. (2012) y BBVA (2012) generan precios de equilibrio de largo plazo bajo la hipótesis de cointegración.⁶ Ambos concluyen que los precios han estado sobrevaluados en los últimos años, pero el desalineamiento no sería muy importante. Orrego (2013) emplea un conjunto más diverso de fundamentos que incluye variables relacionadas a la demografía, términos de intercambio, déficit en cuenta corriente, factores institucionales y rendimientos bursátiles para hallar una relación de largo plazo; luego construye una distribución de precios de equilibrio empleando el remuestreo del vector de cointegración. Sus conclusiones sobre los precios inmobiliarios son similares a los estudios antes mencionados.

Este trabajo emplea un procedimiento en dos etapas para evaluar la interacción entre los movimientos de los precios de las viviendas y sus determinantes. El análisis sigue el aporte seminal de Griliches (1971) y el de King et al. (1991). Aplicaciones individuales de estas técnicas al mercado inmobiliario se encuentran en Meese y Wallace (2003), y Gattini y Hiebert (2010). En la primera etapa, índices de precios hedónicos se estiman mediante dos enfoques alternativos. Posteriormente, el índice de precios generado es usado en un modelo estructural de corrección de errores (SVECM, por sus siglas en inglés) con el objetivo de determinar cómo los fundamentos económicos restringen las dinámicas de precios. Luego de considerarse

³ Los departamentos se han vendido usualmente en dólares en la mayor parte del periodo en análisis. Por ende, la diferencia entre precios reales y nominales obedece a cambios tanto en la inflación como en el tipo de cambio.

⁴ El BCRP recolecta esta información desde 1998 a partir de anuncios de venta publicados en los periódicos.

⁵ Todas estas investigaciones usan el índice de precios basado en la mediana, publicado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), el cual solo incluye información sobre cinco distritos.

⁶ El primero solo usa PBI como variable fundamento, mientras que la segunda adiciona una medida de oferta inmobiliaria y de costos de construcción.

un amplio grupo de variables relacionadas, se emplea un sistema parsimonioso. Además del índice de precios, tres variables se incluyen: ingreso (en forma de PBI), volumen de transacciones, y una medida de la tasa de interés real relevante.

Las regresiones hedónicas permiten construir un índice de precios ajustado por cambios de calidad, y superar los problemas de emparejamiento que se suelen encontrar al comparar departamentos a lo largo del tiempo. Un conjunto de coeficientes que relaciona el precio de la vivienda con sus características es calculado para cada percentil de la distribución de precios; la relevancia de estos-para explicar el precio total-varía de acuerdo a su posición en dicha distribución.

El modelo de corrección de errores (VECM, por sus siglas en inglés) es usado para dos propósitos. Primero, se evalúa su desempeño proyectando, y se genera proyecciones de precios mediante la forma reducida del modelo. Los resultados sugieren que, bajo supuestos razonables para el comportamiento futuro de los fundamentos, habrá un periodo de deceleración en los próximos años, y ello ayudaría a alinear el precio con respecto a sus fundamentos. Segundo, se usa un enfoque de descomposición estructural que distingue entre choques temporales y permanentes. De esa manera es posible dar una interpretación económica a los choques que afectan el sistema; se emplean funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza para este propósito.

El presente trabajo está estructurado en seis partes. La sección 2 describe los datos que se emplearán. La parte 3 desarrolla los modelos que se estimarán en cada etapa; y la sección 4 presenta los resultados de las mismas. Primero se discute los hallazgos de las regresiones hedónicas; y luego se presenta los resultados de usar la forma reducida del modelo para proyectar los precios, y las propiedades de la forma estructural. La sección 5 analiza la dinámica de largo plazo para diferentes tramos de la distribución de precios. Finalmente, la última sección deriva algunas conclusiones de la investigación.

2. Datos

Un primer paso en la investigación consiste en decidir qué serie de precios se debe emplear para describir mejor la dinámica del sector inmobiliario. En esta línea, el uso de índices de precios hedónicos permite obtener una serie que no está afectada por los cambios en calidad de los inmuebles. Esta metodología requiere de una extensa base de datos que contenga información sobre los precios y características de las viviendas. Afortunadamente, desde 1998 el Banco Central de Reserva (BCRP) ha venido recolectando información a partir de anuncios en los periódicos; en particular, incluye precios de departamentos y sus características: ubicación, área, antigüedad, número de habitaciones, número de baños, número de garajes, si tiene vista exterior o no, y el piso en el que se encuentra.⁷ Con el fin de obtener un mejor ajuste en las estimaciones, dos de estas variables se codificaron en forma de variables categóricas. En específico, la antigüedad se codificó de manera que tome el valor de 1 si el departamento es nuevo, y luego se agrupó en tramos 1-5 (años) =2; 6-10=3; 11-20=4; 21-30=5; 31-40=6; 41-50=7 en línea con las sugerencias de Diewert (2010). De manera similar, el nivel del piso se codificó para reflejar las preferencias por pisos inferiores, y los pisos más altos se agruparon cada cinco niveles. La base de datos contiene alrededor de 54 000 observaciones para los trimestres comprendidos en el periodo 1998q1-2014q3.

Esta base de datos empezó incluyendo información sobre cinco distritos de Lima hasta 2006; periodo durante el cual albergaban la mayoría de las transacciones en el mercado inmobiliario. Conforme los precios comenzaron a elevarse, otros distritos también comenzaron a presentar mayor dinamismo en los bienes raíces, por lo que la muestra se expandió para incluir cinco distritos más⁸. Esto implicó mantener

⁷ Pocos outliers fueron eliminados de la muestra. Estas observaciones básicamente atípicas eran más antiguas de 50 años, y/o poseían áreas mayores a 300 o menores a 30 metros cuadrados.

⁸ Inicialmente los distritos incluidos eran La Molina, Miraflores, San Borja, San Isidro y Surco; luego se añadieron Jesús María, Lince, Magdalena, Pueblo Libre y San Miguel.

una cobertura de más del 60% para el mercado limeño. El índice de precio hedónico a emplearse se construirá en base a los 10 distritos.⁹

Una segunda etapa de la investigación involucra estimar un modelo de corrección de errores, para lo cual se deben elegir las variables económicas que sean capaces de explicar mejor los movimientos de los precios inmobiliarios. En el anexo A se muestra las principales variables que originalmente se consideraron para este propósito. Para elegir el sistema relevante de variables, se siguió un método general a específico. De esta manera, mientras se evalúa la existencia de cointegración, solo se mantienen los regresores que resultan significativos y con el signo correcto. Este procedimiento llevó a un sistema que contiene 3 variables, además del precio. Por el lado de la demanda, el PBI real (y_t) se usa como proxy para el ingreso de los hogares, y la tasa de interés real hipotecaria (r_t) recogería la relevancia del mercado financiero. La tasa de interés es construida como promedio ponderado de las tasas hipotecarias en nuevos soles y en dólares, usando los stocks de préstamos hipotecarios de cada moneda (datos publicados mensualmente por el BCRP y la SBS). Esta selección de variables está acorde al trabajo empírico de Abraham y Hendershott (1996), y al modelo teórico elaborado por McQuinn y O'Reilly (2007). Por el lado de la oferta, usando información del censo anual elaborado por CAPECO, dos variables proxy fueron inicialmente tomadas en consideración: el número total de departamentos en venta (incluyendo los que están aún en construcción), y el número de departamentos terminados en venta. Ambos recogen el efecto de la entrada de nuevas viviendas. Sin embargo, las series muestran comportamiento errático que conllevan a pobres resultados en términos econométricos.¹⁰ Otra variable de interés en la literatura es el volumen de ventas (q_t) en el mercado. Las teorías que analizan la correlación entre los precios y el volumen de ventas inmobiliario predicen co-movimiento positivo en el corto plazo, y negativo en el largo plazo.¹¹ Esta variable se incluyó por mostrar buenas propiedades y relevancia.

Por otro lado, si se agrega los costos reales de construcción (c_t) al sistema, y se usa los préstamos hipotecarios (l_t) en lugar de las tasas hipotecarias (como variable financiera), se obtiene dos vectores de cointegración. Este sistema también será estimado como una prueba de robustez de los principales resultados.

El VECM, en ambos sistemas, se estimará usando datos trimestrales. La información de PBI solo está disponible trimestralmente. Las variables financieras y de costos de construcción son mensuales, y se tomará las medias aritméticas simples. La información de volumen de ventas proviene de un censo anual, y se interpolará para obtener datos trimestrales.¹² Finalmente, la información de precios proviene de periódicos y es recolectada semanalmente; no obstante, los índices suelen calcularse de manera trimestral para evitar la volatilidad inherente a un mercado tan heterogéneo como el inmobiliario.

Algunos hechos estilizados se pueden observar en las series descritas, y sus trayectorias de crecimiento parecen estar correlacionadas de manera significativa. En particular, las dinámicas de precios inmobiliarios mostraron un cambio desde 2007, yendo de una tendencia ligeramente decreciente a una marcada tendencia creciente. Un gran número de explicaciones se han esbozado tanto en los círculos académicos como en los no académicos. En particular, se suele argumentar que la disponibilidad de terrenos en Lima está disminuyendo rápidamente, mientras la población sigue creciendo. Además, el Perú ha experimentado un significativo crecimiento durante los últimos 10 años, a una tasa promedio anual de 6% en este periodo

⁹ Cuando el índice es reemplazado por un índice de precio hedónico que incluye solo esos cinco distritos, los resultados más importantes presentados en esta investigación se mantienen.

¹⁰ Esto podría explicarse debido a las regulaciones de construcción y los procedimientos burocráticos que tienden a demorar las decisiones de construcción. El impacto de estas barreras administrativas puede diferir de manera importante entre periodos generando la forma poca suavizada observada en la serie. Además, el registro estadístico se vuelve más difícil, e incluso podría ser menos preciso. Ver Matsuyama (1990).

¹¹ Por ejemplo, De Wit et al. (2010), en línea con estas teorías, elabora un modelo VEC para explicar el comportamiento de los precios en Holanda usando el volumen de transacciones, e imponiendo restricciones de largo plazo.

¹² Para interpolar se asume que en todo el periodo de análisis se mantiene el mismo patrón estacional de ventas observado en 2008-2014 en los informes de la consultora inmobiliaria TINSA, que se publica trimestralmente.

(ver Anexo B). Este crecimiento, a su vez, ha elevado la capacidad de compra de los hogares a través de mayores salarios y un mercado laboral más dinámico. En la misma dirección, el desarrollo financiero ha otorgado mayor acceso a créditos hipotecarios a los hogares. La última crisis internacional contribuyó de manera importante a la entrada de capitales a la economía, parte de los cuales fue canalizado a facilitar el financiamiento de viviendas, y se reflejó en menores tasas de interés. Estas tendencias alertaron a las autoridades económicas por los riesgos que ello podría representar. El boom inmobiliario, en Lima, habría aparecido primero en el mercado de departamentos premium, lo cual implicó una significativa subida de precios; y ello habría generado expectativas de apreciación en el resto del mercado. Todas estas condiciones favorecieron la importante escalada de precios observada en el mercado durante al menos 8 años.¹³ No obstante, durante el último año, conforme la entrada de capitales se revirtió y el crecimiento económico da varios signos de desaceleración, los precios comienzan a estabilizarse. Si se retomarán las elevadas tasas, se mantendrán o caerán los precios, dependerá en buena medida del futuro comportamiento de sus fundamentos.

3. Metodología

Esta sección está dividida en tres partes. La primera describe la construcción de índices hedónicos para el precio de departamentos. La segunda parte desarrolla la forma reducida de un modelo para generar proyecciones de precios; finalmente, un enfoque de tendencias estocásticas comunes es presentado con el propósito de obtener una descomposición estructural del sistema.

3.1. Índice de precios de departamentos

El uso de la mediana de precios es bastante común en diferentes instituciones como indicador de tendencia central, y permite analizar las dinámicas de los mercados inmobiliarios. No obstante, el uso de este estadístico puede conducir a conclusiones imprecisas. Los índices basados en la mediana pueden estar sesgados debido a cambios en la calidad de los bienes raíces en el tiempo. Por otro lado, la mediana en diferentes periodos de análisis puede pertenecer a distintas áreas en la ciudad, por lo que su tasa de variación brindaría una estimación poco fiable. Esta imprecisión se ve incrementada cuando ha habido cambios de composición en el área de estudio (las características generales de los departamentos pueden variar de manera importante), y tal puede ser el caso en Lima.

Las regresiones hedónicas ofrecen un intento de superar estos problemas.¹⁴ La base conceptual de este método indica que los bienes diferenciados pueden ser objetivamente descritos a través de sus características¹⁵. Para construir estos índices en dicha forma, se requiere de una amplia base de datos sobre los precios de inmuebles y las características relevantes para la compra de los mismos. Luego de una serie de ensayos y evaluar el desempeño de los posibles regresores, se seleccionó las siguientes características para ser incluidas: área del departamento, antigüedad, número de habitaciones, número de garajes y en qué piso se encuentra. Como se señala en el manual del Eurostat, no suele ser necesario incluir muchas variables explicativas para obtener un índice confiable si el ajuste del modelo es adecuado.

Existen dos principales enfoques alternativos al emplear las regresiones hedónicas al mercado inmobiliario; ver Diewert (2003b) (2010). Una primera metodología, el enfoque de las variables dummy temporales, consiste en incluir un variable dummy para cada uno de los periodos en la muestra. El coeficiente de las dummy (τ^t) recoge la variación pura de precios, ajustada por el efecto de cambios en la calidad. En este caso particular, una especificación log-lineal se eligió para modelar el precio total de los departamentos (P_n^t), y un término de interacción entre el área y la antigüedad del inmueble es incluido para intentar capturar los efectos de la depreciación de la estructura. Es decir, se debe estimar la siguiente regresión de panel:

$$\ln P_n^t = \alpha + \beta \text{habitaciones}_n^t + \phi \text{garaje}_n^t + \gamma \text{piso}_n^t + \psi \text{antigüedad}_n^t + \chi[(1 - \delta \text{antigüedad}_n^t) \text{area}_n^t] + \tau^t + \varepsilon^t \quad (1)$$

¹³ Shiller (2007) sugiere que durante los periodos de boom en el mercado inmobiliario, las expectativas pueden cobrar mayor relevancia que los fundamentos al explicar las dinámicas de precios.

¹⁴ Esta metodología fue desarrollada por Court (1939), y luego popularizada por Griliches (1971).

¹⁵ Ver Rosen (1974).

La estimación se realiza simultáneamente para los 67 trimestres de la muestra, $t = 1, \dots, 67$, para los $N(t)$ departamentos en cada trimestre, $n = 1, \dots, N(t)$. La restricción dada por $\tau^1 \equiv 0$ debe ser impuesta para lograr la identificación del modelo. Tomar exponenciales a cada lado de (1), y obviar el término de error permite calcular precios relativos, $\exp(\tau^{t+1}) / \exp(\tau^t)$, el cual a su vez puede ser utilizado para encadenar un índice de precios. Se emplea una estimación panel MCO, controlando por posibles problemas de heterogeneidad. Algunas desventajas citadas en la literatura para esta metodología incluyen la potencial baja precisión de los parámetros en horizontes temporales largos o ante presencia de quiebres estructurales, puesto que se asume que permanecen constantes en todo el horizonte de análisis. Adicionalmente, conforme se cuente con nueva información, la historia del índice debe ser revisada lo cual puede ser inconveniente en muchas ocasiones-y más si el índice pretende ser publicado-

Un segundo método implica estimar regresiones independientes para cada periodo; ver e.g. Mark y Goldberg (1984). Luego, los coeficientes estimados son utilizados para construir índices de precios de Laspeyres y Paasche. Para cada trimestre t , se estima la siguiente regresión:

$$\ln P_n^t = \alpha^t + \beta^t \text{habitaciones}_n^t + \phi^t \text{garaje}_n^t + \gamma^t \text{piso}_n^t + \psi^t \text{antigüedad}_n^t + \chi^t [(1 - \delta^t \text{antigüedad}_n^t) \text{area}_n^t] + \varepsilon^t \quad (2)$$

Una característica importante de este enfoque es que da la posibilidad de lidiar mejor con los problemas de emparejamiento usualmente encontrados en las estadísticas inmobiliarias. Suele ser poco probable contar con departamentos emparejados en distintos periodos (los mismos departamentos no se venden en cada periodo, e incluso si tal fuese el caso, la depreciación y las actividades de renovación pueden hacer que un mismo departamento no sea comparable en el tiempo). Para evitar esta complicación, los parámetros estimados usando la muestra del trimestre $t + 1$ son empleados para valorizar todos los departamentos en la muestra del trimestre t . Así, esto permite generar precios proyectados a $t + 1$ para los departamentos vendidos en el trimestre t , $P_n^{t+1}(t)$:

$$\ln P_n^{t+1}(t) \equiv \alpha^{t+1} + \beta^{t+1} \text{rooms}_n^t + \phi^{t+1} \text{garage}_n^t + \gamma^{t+1} \text{floor}_n^t + \psi^{t+1} \text{age}_n^t + \chi^{t+1} [(1 - \delta^{t+1} \text{age}_n^t) \text{surface}_n^t]; \quad t = 1, \dots, 66; \quad n = 1, \dots, N(t) \quad (3)$$

Una vez estimadas las regresiones, es posible usar los precios emparejados para construir un índice Laspeyres para trimestres consecutivos:

$$P_{LL}(t, t+1) \equiv \frac{[\prod_1^{N(t)} P_n^{t+1}(t)]^{\frac{1}{N(t)}}}{[\prod_1^{N(t)} P_n^t(t)]^{\frac{1}{N(t)}}}; \quad t = 1, \dots, 66 \quad (4)$$

En la expresión (4), se emplea la media geométrica para mantener "consistencia" con la forma funcional log-lineal. El denominador puede usar tanto precios observados o ser reemplazado por valores predichos.¹⁶

Similarmente, este método puede ser aplicado de manera inversa. Es decir, valuando todos los departamentos vendidos en el trimestre $t + 1$ empleando los parámetros estimados para el trimestre t . El numerador puede usar tanto precios observados como proyectados. Luego, se construye un índice Paasche:

$$P_{IP}(t, t+1) \equiv \frac{[\prod_1^{N(t+1)} P_n^{t+1}(t+1)]^{\frac{1}{N(t+1)}}}{[\prod_1^{N(t+1)} P_n^t(t+1)]^{\frac{1}{N(t+1)}}}; \quad t = 1, \dots, 66 \quad (5)$$

Finalmente, usando (4) y (5), un índice ideal de Fisher es construido tomando la media geométrica de ambos índices. Este será el índice empleado en el resto del análisis en la investigación.

¹⁶ Cuando los precios observados son empleados, se trata de índice de imputación simple; de otro modo, es uno de imputación doble.

$$P_{IF}(t, t + 1) = \sqrt{P_{IP}(t, t + 1) * P_{IL}(t, t + 1)}$$

Para estimar las sesenta y siete ecuaciones dadas por (2), es posible emplear estimadores robustos MCO (i.e., una regresión en la media). Sin embargo, la distribución de precios de inmuebles tiende a presentar sesgo positivo – lo cual probablemente refleja el sesgo positivo en la distribución del ingreso y la cota inferior en cero de los precios de transacción-; por ende, también se empleará una regresión por cuantiles centrada en la mediana pues podría brindar resultados más precisos sobre la tendencia central. Las regresiones por cuantiles son una contribución basada en Koenker and Bassett (1978).

Por último, puede mencionarse algunas limitaciones de la aplicación de regresiones hedónicas al mercado inmobiliario. Por un lado, la precisión de la estimación está condicionada a la cantidad de características recolectadas para la muestra; pues solo en la medida en que no haya variables omitidas importantes se podrá obtener coeficientes consistentes para cada atributo (lo cual es relevante en caso se quiera interpretar dichos coeficientes individualmente; mas es menos relevante si el interés se centra en la predicción). Por otro lado, a diferencia de otros mercados donde también se aplica la metodología hedónica, el mercado de viviendas no sufre cambios tecnológicos muy importantes en horizontes temporales pequeños. Es decir, los cambios en sus atributos si bien son significativos, no suelen ser tan grandes en magnitud. Ello podría traducirse en que la serie de precios hedónica y la serie de precios observada sigan un comportamiento muy parecido. No obstante, por los motivos mencionados al inicio de la sección, es necesario aplicar esta metodología para asegurar que la serie de precios refleje la evolución del mercado con la mayor precisión posible.

3.2. Forma reducida del modelo

Esta subsección y la próxima se emplean notación de King, Plosser, Stock y Watson (1991). Sea $X_t = [p_t \ y_t \ r_t \ q_t]$ el vector de variables endógenas de nuestro sistema, donde y_t , r_t y q_t están definidas como se mencionó en la sección 2, y p_t es el índice de precios hedónicos Fisher; y vamos a asumir que son procesos individuales $I(1)$. Entonces se puede escribir la representación de Wold de las mismas:

$$\Delta X_t = \mu + C(L)\epsilon_t \quad (6)$$

donde ϵ_t es el vector de errores de pronóstico lineales de un paso adelante, y se asumen serialmente no correlacionados con media cero y matriz de covarianza Σ_ϵ . La representación de la forma reducida dada por (6) será usada para producir proyecciones de precios inmobiliarios en la sección 4.5.

Con el fin de usar la representación de corrección de errores descrita líneas arriba, todas las variables en el sistema deben asumirse $I(1)$. En el Anexo A se presentan los resultados referidos a esta sección. Se usa el test Aumentado de Dickey Fuller y modificado por Elliot, Rothenberg, y Stock (1996). El número en paréntesis es el número de rezagos elegido como óptimo de acuerdo al criterio de información de Schwarz. Los resultados usando todo el periodo de muestra indican que todas las variables son procesos $I(1)$. El test para estacionariedad en tendencia propuesto por Kwiatkowski et al. (KPSS 1992) llega a las mismas conclusiones.¹⁷

Luego, es necesario asegurar que las cuatro variables a usarse en el sistema exhiben una tendencia común de largo plazo. Se emplea test de traza de cointegración desarrollado por Johansen (1988), que puede ser muy sensible tanto al número de rezagos como a la especificación funcional. Para elegir la especificación correcta, el procedimiento sugerido por Pantula (1989) y Johansen (1992) es empleado. Este sugiere emplear el test secuencialmente a una serie de hipótesis conjuntas empezando el estadístico del test de traza para el caso de no cointegración ($r = 0$) desde la especificación con componentes determinísticos más restrictivo hasta el caso menos restrictivo; y si no se rechaza ninguna, se procede a evaluar los

¹⁷ Los resultados del test están basados en ocho rezagos, pero las conclusiones no difieren de manera importante si se incluyen más rezagos.

estadísticos de traza para la existencia de una relación de cointegración ($r = 1$), y así progresivamente.¹⁸ El modelo preferido, de acuerdo a este enfoque, será aquel cuya hipótesis nula sea rechazada primero. Para las variables en análisis, se concluye la existencia de una sola relación de cointegración.

El número de rezagos fue elegido teniendo en cuenta los diferentes criterios de información. Los criterios indican un buen ajuste con 7 rezagos, pero se decidió emplear un modelo incluye 6 rezagos para el VAR implícito puesto que mostró buen desempeño en tests de estabilidad, y rechaza la hipótesis de autocorrelación en los residuos incluyendo 12 rezagos (test LM). El modelo estimado con ambos números de rezagos conducen a los mismos resultados, por lo que se eligió usar el menor número posible-sobre todo en una muestra no muy larga como la usada en este estudio-.

3.3. Modelo estructural

Para entender mejor las fuentes de fluctuación en los precios de inmuebles, es útil modelar relaciones estructurales, entre las variables bajo análisis, de modo que se tome en cuenta la teoría económica. En este sentido, la ecuación (6) puede ser reescrita en su forma estructural:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma(L)\eta_t \quad (7)$$

donde η_t es un vector de perturbaciones serialmente no correlacionadas con media cero y matriz de covarianzas Σ_η . La equivalencia entre ambas formas del modelo implica $\epsilon_t = \Gamma_0\eta_t$ y $C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}$.

La identificación de los parámetros requiere imponer suficientes restricciones de modo que sea posible deducir las perturbaciones estructurales y la matriz del polinomio de rezagos, $\Gamma(L)$, a partir de los errores de la forma reducida y la matriz del polinomio de rezagos, $C(L)$. Existen diferentes procedimientos para lograr esto, y en esta investigación se seguirá el enfoque de tendencias estocásticas comunes presentado por King et al. (1991), y aplicado al análisis del mercado inmobiliario por Gattini y Hiebert (2010) y Iacoviello (2002).

King et al. (1991) proponen identificar un modelo estructural de corrección de errores haciendo una distinción entre perturbaciones estructurales con efectos permanentes y aquellos con efectos transitorios sobre el nivel de las variables. Los choques permanentes se definen como la fuente de tendencias estocásticas comunes entre las variables del sistema. En nuestro sistema de cuatro variables, solo existe una relación de cointegración por lo que habrá tres choques permanentes ($4 - 1 = 3$). Esto implica que habrá tantos choques transitorios como relaciones de cointegración; la intuición proviene del hecho que el vector de cointegración es una combinación lineal estacionaria, y choques a un sistema estacionario no deberían alterar el estado estacionario.¹⁹

La identificación, entonces, se logra por medio de restricciones en los multiplicadores de largo plazo, $\Gamma(1) (= \sum_0^\infty \Gamma_i)$, y asumiendo que los componentes permanentes no están correlacionados con los transitorios. En la práctica, la identificación implica emplear condiciones a las cuales se les pueda otorgar una interpretación económica.²⁰ Luego de brindar una motivación a las restricciones-como se discute en detalle en la siguiente sección-, los impulsos respuesta y la descomposición de la varianza del pronóstico pueden ser empleados para inferir conclusiones sobre las dinámicas entre los precios inmobiliarios y sus

¹⁸ Aunque existen cinco posibles especificaciones para el test, Hansen y Juselius (1995) señalan que es muy inusual encontrar series que se adecuen bien tanto al caso más restrictivo (caso 1) como al menos restrictivo (caso 5). No obstante las variables en análisis sí muestran tendencia, sería difícil justificar la presencia de una tendencia cuadrática en el sistema. Por ende, solo se considera los casos 2, 3 y 4 como se especifican en Hansen y Juselius (1995), y aquí denotados como modelos A, B y C, respectivamente.

¹⁹ Si expresamos la ecuación (6) en su representación MA de Beveridge Nelson, también se concluye que el modelo estructural de corrección de errores puede tener a lo mucho un efecto transitorio en esta aplicación.

²⁰ Puesto que hay cuatro variables, $k = 4$, será necesario tener al menos $k(k - 1) / 2 = 6$ restricciones. En particular, se impondrán 5 restricciones de largo plazo, y 2 de corto plazo.

fundamentos. Finalmente, los errores estándar para los impulsos respuesta son calculados usando la metodología de bootstrap de Hall, y así se obtiene intervalos de confianza.

3.3.1. Choques permanentes

Dado que existe solo una innovación transitoria, la matriz 4x4 de multiplicadores de largo plazo incluirá una columna de ceros. En este estudio, dicha columna corresponde a los impactos de un choque de demanda en el mercado inmobiliario, cuyos efectos se asumen transitorios. Ello puede ser motivado argumentando que las desviaciones de precios respecto a su equilibrio en mercados sectoriales son corregidas en el largo plazo para alinearse con sus fundamentos y, por ende, su impacto desaparece. En este contexto, con las variables ordenadas así $X_t = [p_t \ y_t \ r_t \ q_t]$, la matriz relevante viene dada por:

$$\Gamma(1) = \begin{pmatrix} 0 & \psi_{12} & \psi_{13} & \psi_{14} \\ 0 & \psi_{22} & \psi_{23} & \psi_{24} \\ 0 & \psi_{32} & \psi_{33} & 0 \\ 0 & \psi_{42} & \psi_{43} & \psi_{44} \end{pmatrix} \quad (8)$$

donde los coeficientes deben estimarse. Cada columna muestra los impactos de un choque particular en todas las variables del sistema, mientras que cada fila muestra las respuestas de cada variable. De esa manera, por ejemplo, ψ_{43} representa el valor del impacto de un choque de costos financieros en el volumen de transacciones, y la respuesta del PBI a un choque en el volumen de transacciones es estimado a través de ψ_{24} . También, la diagonal principal de la matriz recoge los efectos de los choques de las variables sobre sí mismas.

Choque de productividad agregada: La segunda columna puede ser entendida como los efectos producidos por un choque tecnológico o de productividad que afecta a toda la economía. Se desprende que debería generar impactos positivos sobre toda las variables en el sistema (i.e. $\psi_{i2} \neq 0$ para todo i). En específico, conduciría a una mayor demanda inmobiliaria –a través de los mayores niveles de ingreso -, y mayor demanda de créditos que, a su vez, conduciría a mayores tasas de interés. Un mayor aumento de productividad en el resto de sectores de la economía podría desviar recursos de las actividades inmobiliarias y, por ende, afectar negativamente la oferta de viviendas.

Choque de costo financiero: La tercera columna muestra sus efectos. Un choque de esta naturaleza puede ser motivado como la consecuencia de racionamientos de créditos hipotecarios-fuente interna-, o importantes salidas de capital-fuente externa-que provocan el aumento de las tasas de interés. Aunque la tasa de interés empleada aquí es la hipotecaria, dado que no fue posible obtener una medida separada del costo de capital para el lado de la oferta, las tasas de interés ofrecidas a las empresas han seguido una tendencia muy similar.²¹ Entonces, se espera co-movimiento negativo con respecto tanto a la demanda y oferta. El impacto neto en los precios de inmuebles dependerá de la magnitud de los efectos en cada curva; y de manera similar respecto a los efectos sobre los volúmenes de transacción. Así, por ejemplo, si el efecto del aumento de las tasas de interés sobre la oferta inmobiliaria predomina, entonces debería observarse un incremento en el nivel de precios. Por otro lado, se esperaría un efecto negativo en la actividad económica.

Choque de productividad sectorial: Este choque se asume es principalmente observado a partir de las dinámicas del volumen de transacciones. La literatura empírica sugiere que, en el largo plazo, la correlación entre el volumen de transacciones y los precios es negativa. Berkovec y Goodman (1996), en el marco de los modelos de búsqueda, sugieren que conforme las ventas se incrementan, la construcción de departamentos se incrementa significativamente y, por ende, en el largo plazo la tasa de vacancia se eleva lo cual implica que se requerirá más tiempo para realizar una venta en promedio. Eventualmente los

²¹ En realidad, las tasas de interés para empresas medianas y grandes han seguido muy de cerca el comportamiento de las tasas hipotecarias. La correlación entre ambas series se ha incrementado en el periodo 2006-2014 (en el cual ocurrió la escalada de precios), alcanzando el valor de 0.90.

vendedores reaccionan a esta tendencia reduciendo sus precios de venta.²² Estudios empíricos, además, concluyen en correlación positiva entre las dos variables en el corto plazo.²³

Siguiendo a De Wit et al. (2010), este choque se asume que responde principalmente a factores de oferta. Podría atribuirse a choques subyacentes tales como migración, movilidad dentro del mercado, flexibilización de las regulaciones de construcción en términos de zonificación y otorgamiento de permisos, o al mecanismo de emparejamiento entre compradores y vendedores. El efecto de demanda sobre el volumen de transacciones estaría controlado, en buena medida, por la inclusión de las dos variables fundamento. Este choque, entonces, promovería la actividad en el sector construcción-y, así, al mercado laboral-lo cual se traduciría en mayor crecimiento económico. Entendido como un choque de oferta, incrementaría los retornos en el mercado inmobiliario atrayendo temporalmente más inversión al sector; sin embargo, la sustitución entre las categorías de inversión igualaría los retornos en el largo plazo. Por ende, el impacto en la tasa de interés sería no significativo en horizontes temporales largos.

3.3.2. Choques transitorios

El choque de demanda inmobiliaria es el único transitorio en el sistema. Este choque incrementaría los precios haciendo más atractivas las inversiones en el sector. Así mismo, impulsaría las expectativas de apreciación en los hogares creando presión de demanda por algunos periodos, de acuerdo a lo señalado por Schiller (2007). El impacto en la actividad económica, e ingreso, opera a través del mayor dinamismo de la construcción y sus conocidos efectos multiplicadores. Además, a través del mayor crecimiento y presión de demanda, habría un efecto contemporáneo en las tasas de interés.

Por otro lado, la interacción de corto plazo entre el producto y las tasas de interés se restringe a ser nula. Esto vendría justificado por los rezagos con los cuales opera la política monetaria. Finalmente, se asume que el volumen de transacciones no tiene impacto contemporáneo sobre las tasas de interés.

En este modelo de corrección de errores, los fundamentos son el ingreso y la tasa de interés, mientras que el precio y las ventas son indicadores de estado del mercado. Este enfoque econométrico permite analizar ambos tipos de variables. Los choques a los indicadores de mercado recogen impulsos que no son tomados en cuenta por los otros fundamentos.

²² En los modelos teóricos de búsqueda del mercado inmobiliario, los compradores y vendedores se encuentran aleatoriamente en el mercado bajo un escenario de información incompleta (y con expectativas backward-looking). Las transacciones ocurren cuando el precio de reserva de los compradores es mayor al precio de venta. Además, usualmente se asume que los compradores reaccionan más rápido que los vendedores, y el precio de reserva de los vendedores está negativamente relacionado con el tiempo de estadía en el mercado (i.e. mientras más tiempo una casa toma en venderse, estarán más dispuestos a reducir el precio de venta).

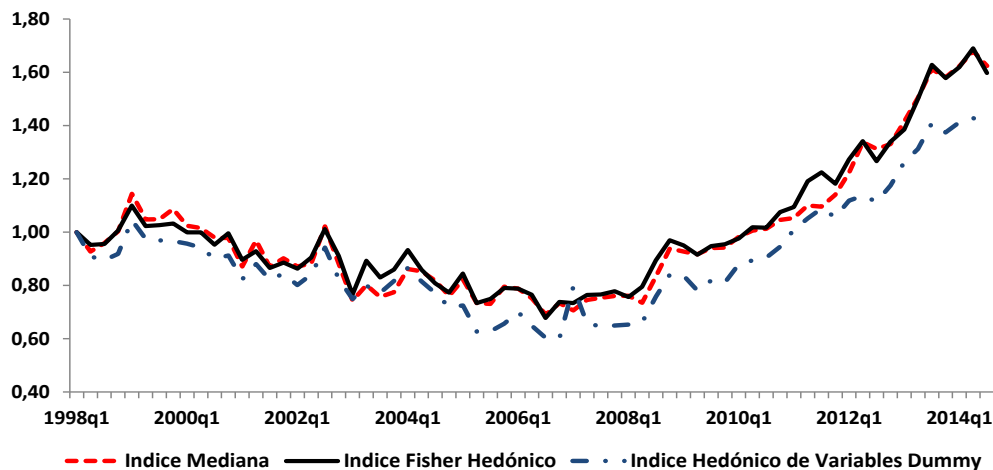
²³ Stein (1995) señala que para compradores que ya poseen un inmueble, la cuota inicial proviene de manera importante de la venta del mismo; entonces, si los precios aumentan, los compradores podrán comprar bienes raíces de mayor valor y se incrementarán las transacciones. Berkovec y Goodman (1996) llegan a la misma conclusión para el corto plazo usando modelos de búsqueda. Finalmente, Genevose y Mayer (2001) argumentan que los vendedores poseen aversión al riesgo, y no estarán dispuestos a vender por debajo del precio al cual compraron. Estos tres enfoques, teóricamente y empíricamente, conllevan a co-movimiento positivo en el corto plazo.

4. Resultados

4.1. Regresiones hedónicas

En esta subsección, los resultados de aplicar ambos enfoques de regresiones hedónicas son discutidos. El Gráfico 1 muestra el índice basado en la mediana, el índice ideal de Fisher y el índice hedónico con variables dummy. Se puede observar que el último se separa significativamente de los dos primeros desde 2006; i.e. no logra capturar los cambios de precios observados desde la fuerte subida de precios. Dicho resultado es esperado. Conforme los precios empezaron a aumentar, los precios implícitos de los atributos de los inmuebles también lo hicieron. Este método implica restringir los coeficientes a ser constantes, y por ello no pueden recoger dichos cambios con precisión. Este índice exhibe subvaluación. En contraste, el índice Fisher sigue de cerca a la mediana, y se cruza con el índice dummy al principio y en 2007. La diferencia entre ambos reflejaría el hecho de que el primero toma en cuenta los cambios en calidad de los bienes; el gráfico también muestra que la subvaluación del índice basado en dummies se acumula en el tiempo conduciendo a mayores diferencias hacia el final de la muestra. Por otro lado, estos resultados indicarían que el índice publicado por el BCRP (basado en el uso de medianas) no presentaría sesgos significativos por cambios de calidad. Esto último podría ser explicado por el hecho de que el mercado de inmuebles no suele sufrir cambios tecnológicos importantes en el corto plazo.

Gráfico 1: Índice de Precio Real de Departamentos



La Tabla 1 reporta los promedios de los coeficientes estimados para los 67 trimestres. El área y el número de garajes son las variables más significativas en la regresión, mientras que la interacción entre el área y la antigüedad (la proxy para depreciación) es no significativa. Aunque interpretar las magnitudes de los coeficientes no es tan directo, el número de garajes se muestra como un atributo muy importante en la determinación del precio. Todos los signos son los esperados tanto en las regresiones OLS como en aquellas centradas en la mediana. Mientras mayor es el área, más habitaciones y garajes hay, y más alto es el piso, mayor será el precio del departamento. Mientras más antigua es la propiedad, tendrá menor precio.

**Tabla 1: Estimación de Regresiones Hedónicas
Promedios y desviaciones estándar: 1998q1-2014q3**

	MCO	Mediana	P10	P90
Área	0,0067 (0.0005)	0,0071 (0.0007)	0,0057 (0.0011)	0,0083 (0.0009)
Antigüedad	-0,0301 (0.0165)	-0,0308 (0.0219)	-0,0262 (0.0222)	-0,0454 (0.0218)
Habitaciones	0,0216 (0.0146)	0,0106 (0.0095)	0,0668 (0.0382)	-0,0350 (0.0189)
Garaje	0,2130 (0.0235)	0,2168 (0.0281)	0,2100 (0.0459)	0,1796 (0.0376)
Piso	0,0151 (0.0053)	0,0138 (0.0064)	0,0128 (0.0105)	0,0162 (0.0086)
Antigüedad*Área	-0,0001 (0.0001)	-0,0001 (0.0002)	-0,0001 (0.0003)	0,0000 (0.0003)
Constante	10,3 (0.0942)	10,3 (0.1130)	9,9 (0.1849)	10,6 (0.1488)
R2	0,70	0,72	0,64	0,68

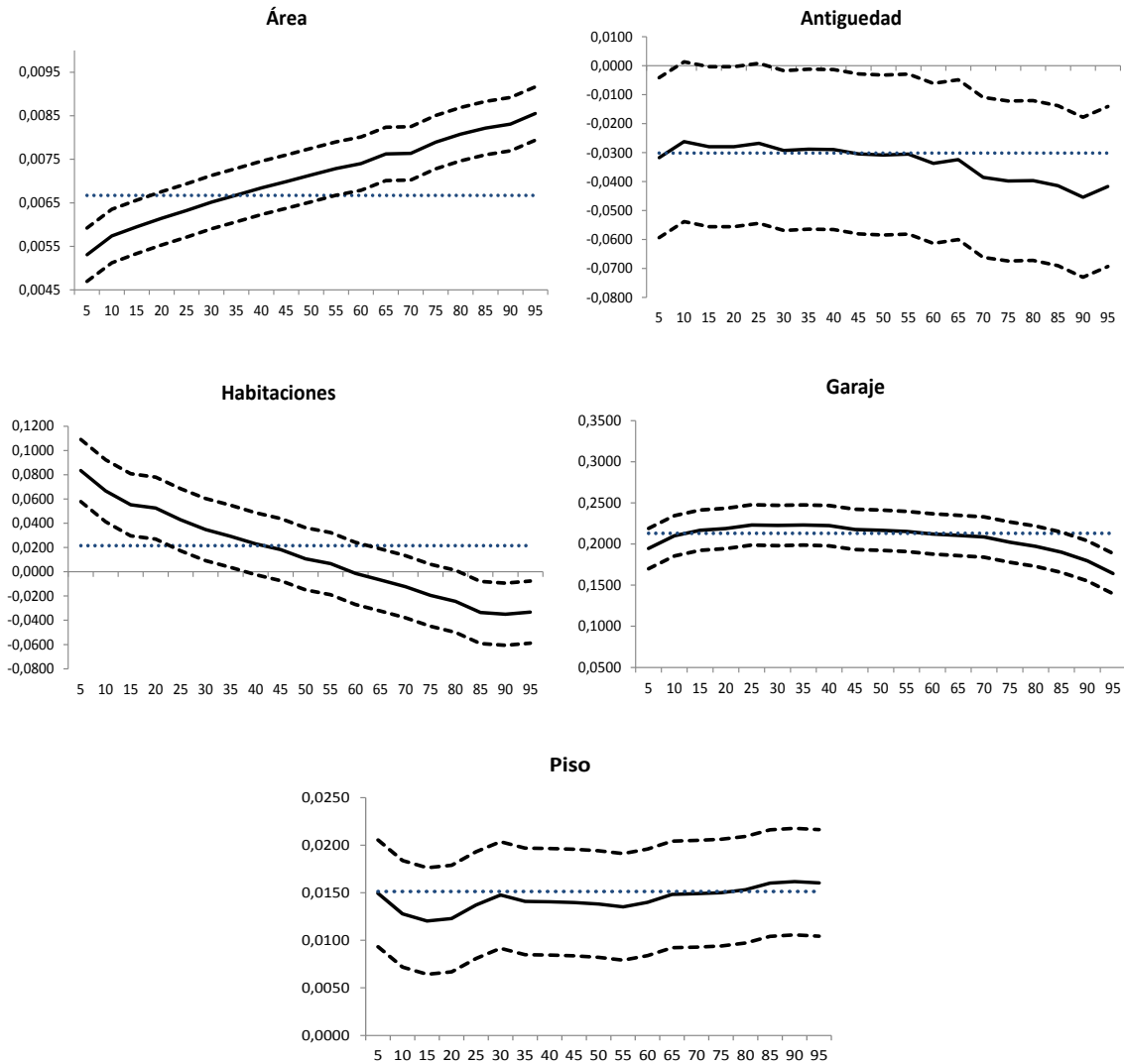
Nota: Para las regresiones por cuantiles, el R2 reporta el pseudo R2. La segunda, tercera y cuarta columna muestran los resultados para las regresiones hedónicas en los percentiles 50, 10 y 90, respectivamente. Los errores estándar se reportan en paréntesis. Se usaron 38 6369 observaciones para cada regresión.

Los mercados inmobiliarios son heterogéneos, y se espera encontrar diferencias en la relación entre precio total y precio implícito de atributos para distintas partes de la distribución del precio total. Una manera de observar ello consiste en estimar los coeficientes para cada uno de los percentiles, y ver cómo se comporta la distribución de coeficientes. El Gráfico 2 muestra la distribución para los cinco principales atributos.²⁴ Los resultados muestran que los hogares que adquieren bienes más caros, valoran más el área del departamento en comparación a aquellos hogares que adquieren departamentos más baratos. También, los hogares de menos recursos tienen más interés en un mayor número de habitaciones, dado el tamaño del área. Compradores de departamentos más costosos colocarían mayor valuación negativa a los bienes más antiguos. Finalmente, el precio implícito para el número de garajes y el piso permanecen relativamente estables a lo largo de la distribución.

En general, estas tendencias reflejarían que los hogares con más restricciones económicas-aquellos que compran departamentos más baratos-valoran más los atributos “utilitarios” tales como el número de habitaciones. Conforme los hogares adquieren mayor capacidad adquisitiva, los atributos relacionados más directamente a su comodidad comienzan a cobrar mayor importancia en sus decisiones. Por ejemplo, los departamentos más caros tienden a ser más grandes que el promedio pero el número de habitaciones no se incrementa proporcionalmente, de modo que puedan proveer habitaciones amplias y cómodas.

²⁴ Cada punto en la distribución es el promedio de los 67 coeficientes estimados (para cada trimestre). También se incluyen intervalos de confianza calculados mediante Bootstrap.

Gráfico 2: Estimados de Regresión por Cuantiles



Nota: Coeficientes son estimados por cuantiles en el rango de 0.05 a 0.95, e intervalos de confianza al 90%. La línea horizontal punteada en cada gráfico representa los estimados MCO.

4.2. Capacidad predictiva del modelo

En esta subsección el modelo en forma reducida descrito por (6) se emplea para generar proyecciones de precios de inmuebles. El modelo de corrección de errores estimado para este propósito se deriva de la ecuación de cointegración presentada en el Anexo A. El vector de cointegración muestra signos positivos significativos para las tres variables. En congruencia con lo discutido previamente, esto refleja que mayor crecimiento conlleva a mayores precios a través de la curva de demanda. El volumen de transacciones y los precios presentan una correlación ligeramente positiva. Como se mencionó líneas arriba, se espera comovimiento positivo en el corto plazo y negativo en el largo plazo. Es posible que con un horizonte temporal más largo, el signo del coeficiente se volviese más negativo. Finalmente, el signo positivo en la tasa de interés estaría motivado por un efecto predominante de la ecuación de oferta en línea con lo hallado por Meese and Wallace (2003). Sin embargo, comparar las magnitudes de los coeficientes y sus efectos netos en los precios es una labor que se reservará para el análisis del modelo estructural.

El desempeño en términos de proyección del modelo de corrección de errores se evalúa a través de predicciones con ventanas móviles, de 12 años, que permiten obtener indicadores de desempeño fuera de la muestra (empleada para cada estimación) para el periodo 2010q1-2014q3. Los estadísticos de desempeño están basados en los errores de proyección a 1,2 y 4 pasos adelante. En particular se usará el error medio (ME), raíz del error cuadrático (RMSE) y el error medio cuadrático (MSE).

La Tabla 2 reporta el desempeño de los estadísticos de proyección. Como en Gattini y Hiebert (2010), el desempeño del modelo de corrección de errores se compara con los errores producidos por las proyecciones fuera de la muestra con ventanas móviles obtenidas de un modelo VAR especificado en niveles. Los autores sugieren que ello se puede utilizar a fin de comprobar la confiabilidad de la relación de cointegración. Puesto que el modelo VAR puede ser interpretado como la contraparte no restringida del modelo VECM, si las restricciones impuestas en el mecanismo de corrección de errores no restringen realmente a los coeficientes, el modelo VAR tiene más posibilidades de desempeñarse mejor que el VECM.

Tabla 2: Desempeño Predictivo

2010 - 2014

	VAR	VECM	VAR	VECM	VAR	VECM
	<i>Un paso adelante</i>		<i>Dos pasos adelante</i>		<i>Cuatro pasos adelante</i>	
ME	0,027	-0,002	0,040	-0,004	0,066	0,025
MSE	0,004	0,005	0,008	0,008	0,019	0,013
RMSE	0,066	0,073	0,091	0,092	0,136	0,115

2010 - 2012

	VAR	VECM	VAR	VECM	VAR	VECM
	<i>Un paso adelante</i>		<i>Dos pasos adelante</i>		<i>Cuatro pasos adelante</i>	
ME	0,024	-0,003	0,031	-0,012	0,070	0,038
MSE	0,004	0,005	0,007	0,009	0,021	0,018
RMSE	0,064	0,071	0,084	0,095	0,146	0,136

2013 - 2014

	VAR	VECM	VAR	VECM	VAR	VECM
	<i>Un paso adelante</i>		<i>Dos pasos adelante</i>		<i>Cuatro pasos adelante</i>	
ME	0,032	0,000	0,056	0,010	0,060	0,001
MSE	0,005	0,006	0,010	0,007	0,014	0,004
RMSE	0,071	0,076	0,102	0,086	0,119	0,067

Los resultados apuntan a que el modelo VECM presenta mejor desempeño en los cinco años proyectados. No obstante, si el horizonte se parte en dos tramos, el VAR muestra mejores estadísticos en el periodo 2010-2012 en proyecciones de horizonte corto (1-paso y 2-pasos). Ello podría explicarse a que, en ese periodo, los precios aceleraron más rápidamente y se habrían alejado más sustancialmente de sus determinantes de largo plazo. Conforme el VECM captura mejor la nueva tendencia, en el segundo tramo, muestra mejor desempeño que el VAR. En general, los resultados sugieren que las restricciones impuestas en la cointegración son válidas.

4.3. Descomposición estructural

Aquí se presentan los resultados de aplicar la descomposición estructural a (6), tal como se discutió en la sección previa. Los coeficientes estimados en la matriz de largo plazo muestran signos de acuerdo a los supuestos antes descritos, y la diagonal principal tiene coeficientes positivos y significativos.

4.3.1. Impulsos respuesta

Los gráficos de los impulsos respuesta estimados para cada uno de los cuatro choques estructurales se pueden observar en los Gráficos 3 a 6. La magnitud de cada choque es una desviación estándar de las variables en logaritmos.

Choque de demanda: Un choque positivo de este tipo conduce a un incremento significativo de precios por alrededor de 6 trimestres, pero solo se diluye completamente luego de 5 a 6 años. Esta relativa larga persistencia también se encuentra en Iacoviello (2002) para diferentes países en Europa. La tasa de interés real reacciona positivamente con un número importante de rezagos, y luego desaparece en línea con Gattini and Hiebert (2010). El impacto inicial en las ventas es positivo y luego se vuelve negativo, tal como las teorías al respecto predicen. Finalmente, también muestra un pequeño pero significativo impacto positivo en el PBI, lo cual podría estar motivado a través del mecanismo del acelerador financiero del sector construcción a toda la economía.

Choque de productividad agregada: Como se esperaba, también ocasiona un efecto positivo sobre el crecimiento económico aunque es de corta duración. Además, este choque incrementa la productividad lo cual conlleva a mayores niveles de ingreso y, consecuentemente, a un incremento permanente en los precios de departamentos debido a la presión de demanda. Además induce un efecto positivo en las tasas de interés real lo cual podría entenderse como mayores rendimientos de capital como resultado del aumento de productividad, y mayor demanda de créditos. El efecto negativo en el volumen de transacciones podría responder, en parte, a una mayor productividad relativa en el resto de sectores, así como al impacto de las mayores tasas de interés observadas.

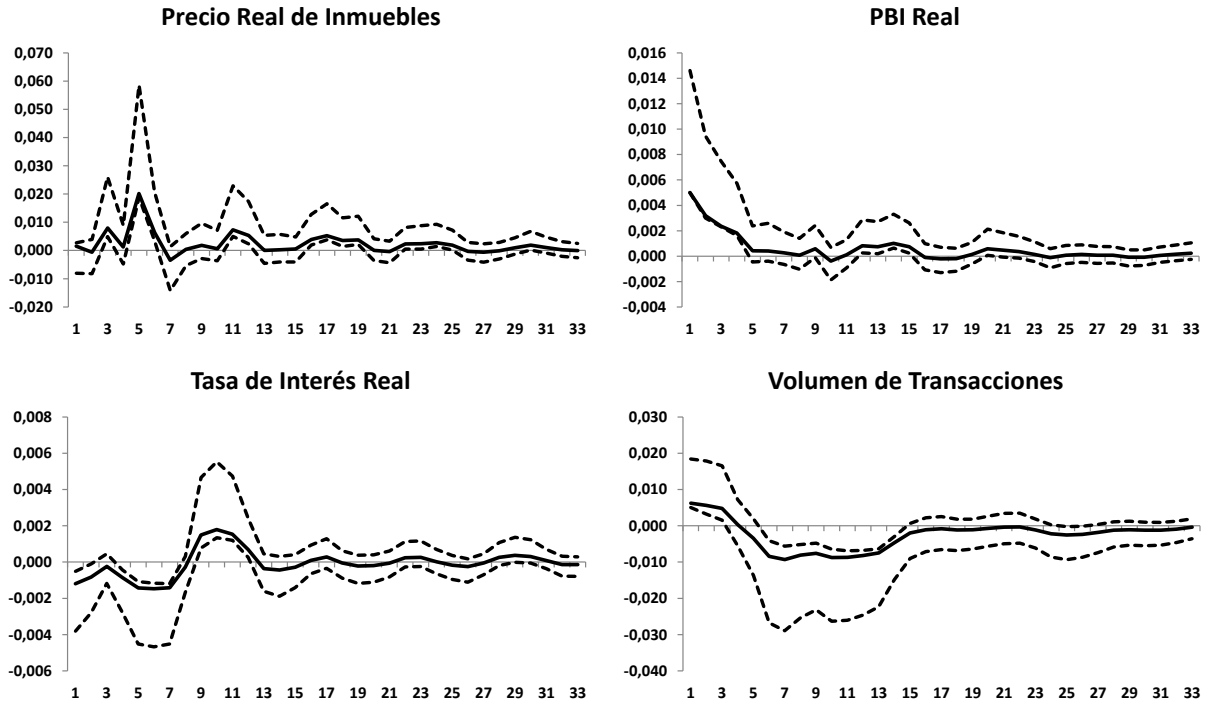
Choque de costo financiero: Como es de esperarse, el choque muestra persistencia sobre sí mismo pues tiene un efecto positivo sobre las tasas de interés real durante algunos trimestres. El efecto neto de este choque en los precios depende de los impactos específicos observados en la demanda y oferta inmobiliaria. Como se ve en el Gráfico 5, el efecto neto es positivo lo cual sugeriría una respuesta con predominancia de la oferta; los incrementos en el costo de capital restringirían más a la oferta que las tasas hipotecarias lo hacen en el lado de la demanda en el mediano y largo plazo. Esto se puede esperar en un escenario donde los precios de los terrenos se han incrementado a tasas aún mayores que las observadas en los precios de departamentos; y ello haría que las expectativas de ganancias en la construcción de viviendas sea aún más sensible a cambios a las tasas de interés (además de que los montos invertidos son mayores, así como los riesgos).²⁵ Ello es consistente con que durante los primeros trimestres el efecto sea negativo, y conforme pasa el tiempo se convierta en positivo. Esto último está de acuerdo al hecho de que los hogares reaccionan más rápido (a un incremento en las tasas hipotecarias), y los contratistas reaccionan más lento (dado que los proyectos se ejecutan en horizontes temporales más amplios) pero con mayor fuerza, por lo que más que compensarían el efecto inicial de la demanda. La contracción de tanto oferta como demanda explican los menores volúmenes de transacciones. Ello operaría con algunos rezagos dada la lenta respuesta de la oferta.

Choque de volumen de productividad sectorial: Este choque muestra persistencia sobre sí mismo. El impacto en los precios de las viviendas es negativo en el largo plazo, pero positivo en horizontes más cortos. Además de lo sugerido por las teorías antes discutidas, el efecto positivo puede atribuirse también a que los incrementos en las ventas ayudan a fomentar las expectativas de apreciación y, por ende, impulsan la demanda y, consecuente, aumento de precios (Ver Clayton, 1996; Shiller, 2007). El impacto

²⁵ Esto está en línea con las series de precios de terrenos recolectadas, pero no publicadas, por el Banco Central de Reserva del Perú. Estas series exhiben tendencias crecientes aún más pronunciadas.

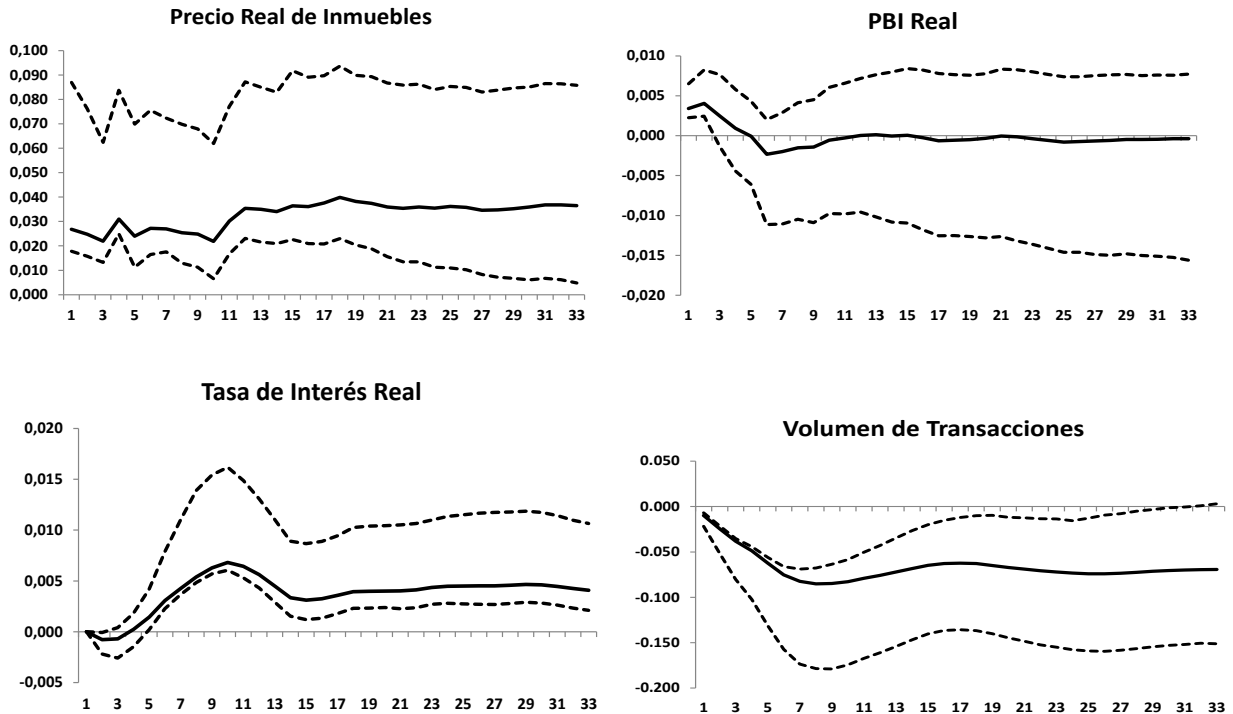
en las tasas de interés es básicamente no significativo. De nuevo, un comovimiento negativo no esperado entre el nivel de ventas y la producción total se observa.

Gráfico 3: Función de Impulsos Respuesta - Choque de Demanda Inmobiliaria



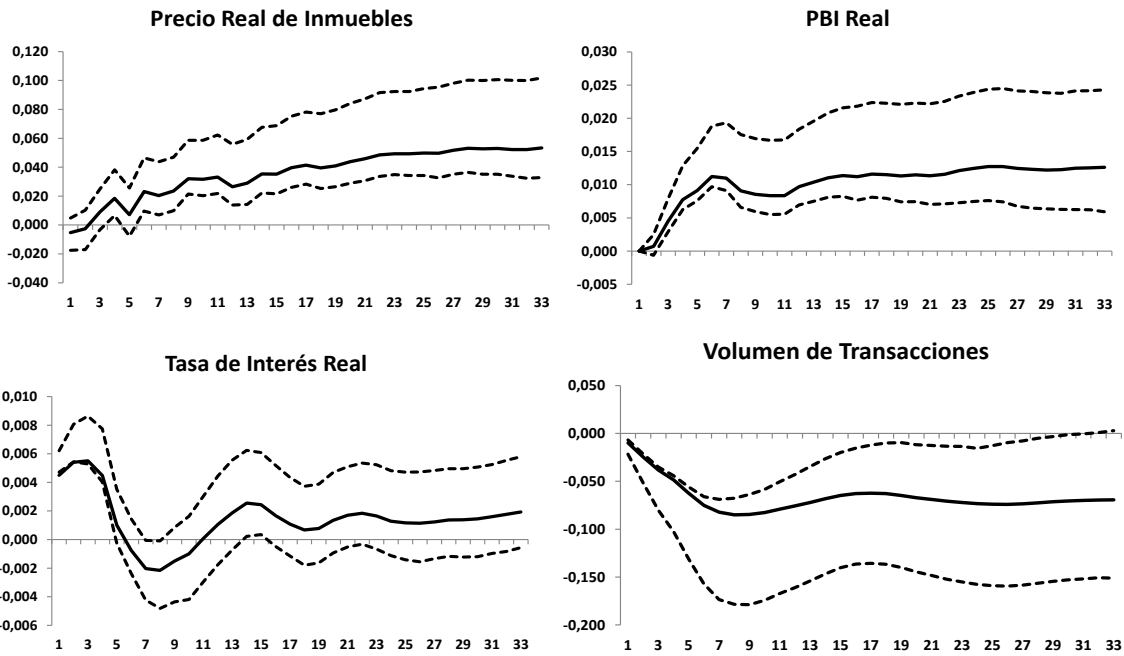
Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

Gráfico 4: Función de Impulsos Respuesta – Choque de Productividad Agregada



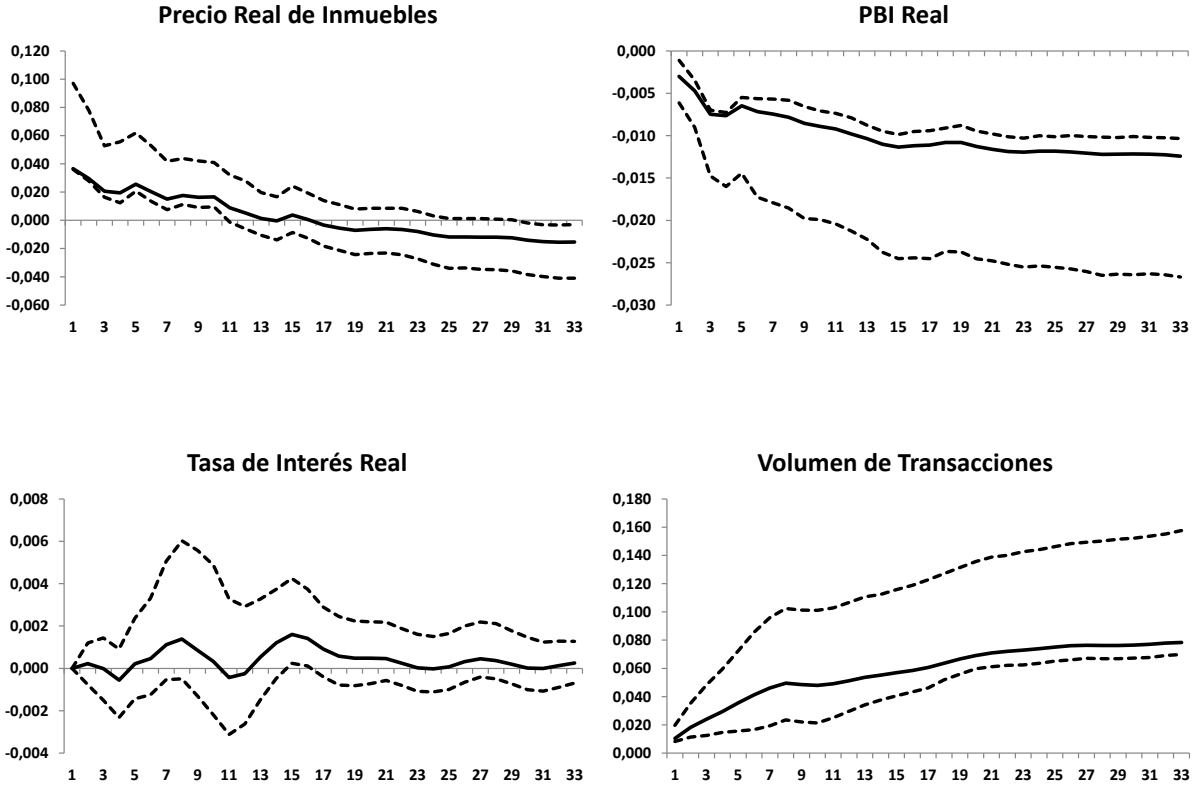
Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

Gráfico 5: Función de Impulsos Respuesta – Choque de Costos Financieros



Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

Gráfico 6: Función de Impulsos Respuesta – Choque de Productividad Sectorial

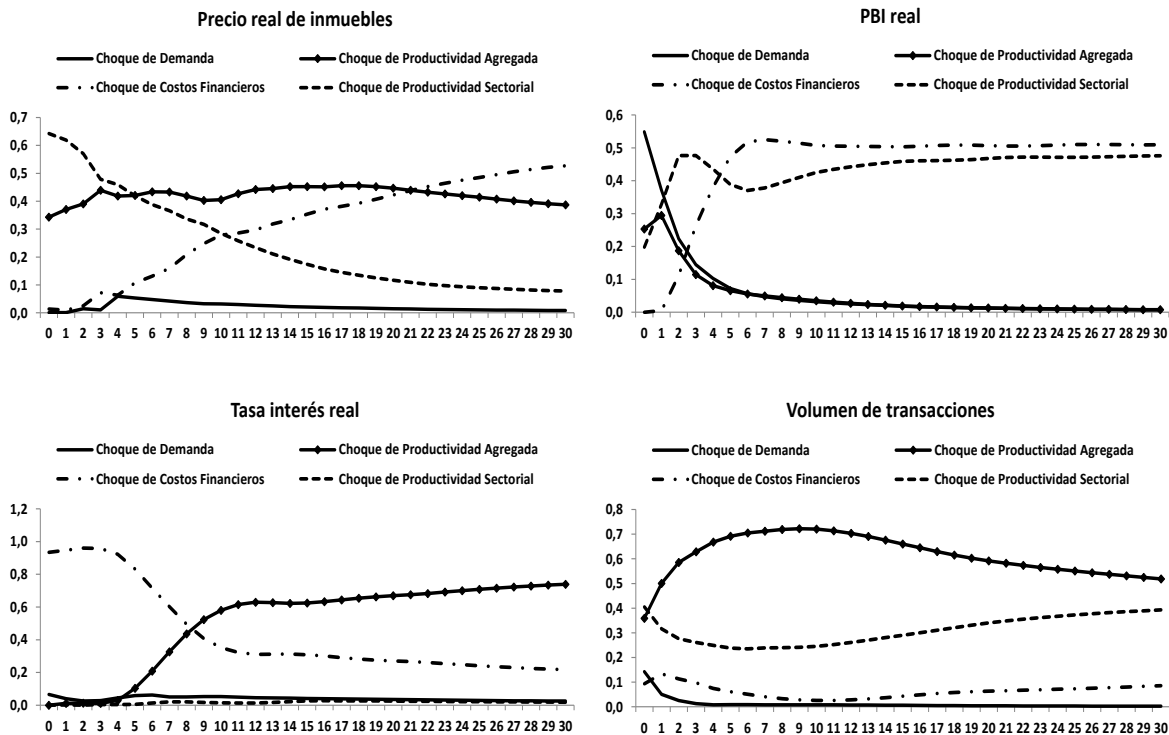


Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

4.3.2.Descomposición de la varianza

El Gráfico 7 presenta los gráficos relevantes en el análisis de la descomposición de la varianza. Los precios de las viviendas están fuertemente explicados por los choques de productividad sectorial en el corto plazo, y su poder de explicación se reduce conforme el horizonte temporal se expande. Este choque posiblemente está determinado principalmente por choques subyacentes de oferta-dado que las dos variables fundamentales capturan la influencia de la demanda-. Como la oferta de departamentos se encuentra fija en un momento en el tiempo (en especial en ciudades como Lima donde el boom inmobiliario ha dejado pocos terrenos donde construir, y las regulaciones demoran el otorgamiento de permisos), la elasticidad respecto al precio será baja; ello conllevaría a que determine la mayor parte de la varianza del precio. Luego de un año, el choque de productividad agregada se convierte en el más relevante para explicar los precios; y se mantiene con una capacidad explicativa del 40% de la varianza. El choque de costos financieros incrementa su relevancia lentamente, y solo cobra un papel más protagónico luego de 3-4 años conforme el rol de las ventas disminuye. Como se mencionó, el efecto de la tasa de interés-a través de la oferta-se espera que opere con rezagos. Finalmente, los choques de demanda parecen jugar un papel no muy significativo al explicar los movimientos de los precios.

Gráfico 7: Descomposición de Varianza



Por otro lado, los choques de productividad agregada contribuyen de manera importante a explicar el PBI real inicialmente, mas luego ello se reduce conforme la contribución de los choques de productividad sectorial se incrementan luego de un año. Los rezagos en la transmisión de política monetaria y la naturaleza de mediano plazo de las inversiones inmobiliaria ayudan a explicar estos resultados.

Como se esperaba, las tasas de interés real encuentran su fuente de variación más importante en los choques de costos financieros durante dos años. Luego, esa contribución disminuye de manera constante

mientras los choques de productividad agregada aumentan la suya. Finalmente, la varianza del volumen de transacciones está ampliamente explicado por choques de productividad agregada y sectorial.

4.4. Prueba corta de robustez del modelo

Se puede argumentar que los precios tienen más variables fundamento que aquellas incluidas en nuestro sistema de cuatro ecuaciones. Una manera de verificar la robustez de este modelo de pequeña escala implica realizar algunas variantes al sistema, y evaluar si los resultados cambian de manera significativa. En particular, se emplea el mismo enfoque de descomposición de tendencias estocásticas, pero aplicado a un nuevo vector de variables que contiene una nueva variable, costo de construcción (c_t), y se reemplaza el uso de la tasa hipotecaria por la variable préstamos hipotecarios (l_t): $Z_t = [p_t \ y_t \ c_t \ q_t \ l_t]$. Luego de aplicar las pruebas estándares de Johansen, se encuentra dos vectores de cointegración.²⁶ La matriz de coeficientes estructurales de largo plazo luciría así:

$$\Gamma(1) = \begin{pmatrix} 0 & \gamma_{12} & \gamma_{13} & 0 & \gamma_{15} \\ 0 & \gamma_{22} & \gamma_{23} & 0 & \gamma_{25} \\ 0 & \gamma_{32} & \gamma_{33} & 0 & 0 \\ 0 & \gamma_{42} & \gamma_{43} & 0 & \gamma_{45} \\ 0 & \gamma_{52} & \gamma_{53} & 0 & \gamma_{55} \end{pmatrix} \quad (9)$$

En este caso, habrá dos choques transitorios: el choque de demanda inmobiliaria, y el de productividad sectorial recogido por el volumen de transacciones (ambos son indicadores de mercado, y los efectos de choques sectoriales pueden asumirse, nuevamente, no significativos en el largo plazo). El **choque costo de construcción** se espera que tenga un efecto permanente en el resto de variables. Puede entenderse como un incremento exógeno los salarios de los obreros de construcción o en el costo de las materias primas. Por ende, puede afectar negativamente la actividad edificadora y, consecuentemente, al crecimiento económico. Lo último, a su vez, implica desaceleración en la demanda de vivienda y menores flujos de préstamos hipotecarios. Además, ahora también se incluye un **choque financiero** que es muy similar en naturaleza al choque de costos financieros antes analizado, y se asume que no tendrá efectos de largo plazo en los costos de construcción. La motivación para el choque de productividad agregada sigue la misma lógica descrita en la sección 3.3.

Los gráficos de impulso respuesta y descomposición de la varianza se pueden encontrar en el Anexo B. La descomposición de la varianza proyectada para los precios de vivienda en este nuevo marco. Como en el modelo previo, los choques de productividad sectorial empiezan siendo aquellos con mayor poder explicativo alcanzando casi el 70% en ambos escenarios. De nuevo, tal como antes, luego de un año el choque de productividad agregada se torna el más importante, y permanece así por básicamente todo el horizonte temporal considerado. Además, el choque financiero exhibe relevancia creciente de manera similar al comportamiento del choque de costos financieros observado en el sistema original. Sin embargo, su relevancia absoluta disminuye, posiblemente, por la inclusión del nuevo choque de construcción, el cual opera con algunos rezagos en línea con la naturaleza más lenta de la oferta inmobiliaria. Finalmente, los choques de demanda también juegan un papel poco relevante.

Por otro lado, las respuestas de los precios ante los choques de todas las variables en el sistema analizado. El choque de productividad agregada causa un aumento permanente en los precios, mientras que el de productividad sectorial se vuelve negativo luego de algunos trimestres. El efecto de este último es complementado por la contribución negativa del choque de costo. El choque financiero incrementa significativamente los precios después de algunos periodos.

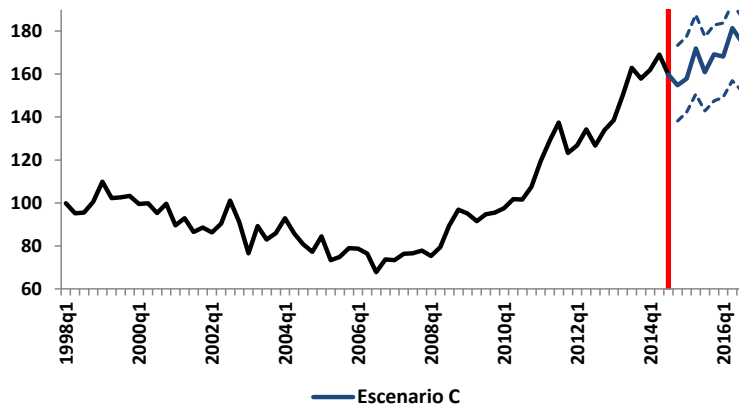
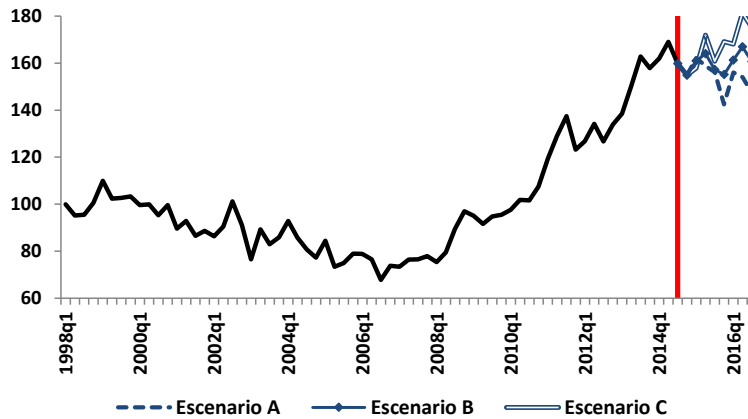
²⁶ El propósito aquí es analizar las propiedades del modelo estructural. No obstante, imponiendo algunas restricciones en los coeficientes se podría intentar interpretar cada ecuación de cointegración como una de demanda y oferta de largo plazo, respectivamente. Ver Bagliano et al. (1991) para una discusión en la interpretación de cointegración múltiple.

Por ende, ambos sistemas se comportan similarmente, tanto en términos de impactos cuantitativos y rezagos, como en las conclusiones que se alcanza; lo cual validaría nuestro análisis previo con el sistema original.

4.5. proyectando precios para Lima

Una aplicación inmediata de la forma reducida del modelo consiste en analizar sus proyecciones para el nivel de precios en los siguientes trimestres. Este ejercicio nos permite ver qué podría esperarse en el mercado inmobiliario si solo nos centramos en la dinámica de las variables fundamento del sistema. Las predicciones para los próximos ocho trimestres se presentan en el Gráfico 8. Se consideran tres distintos escenarios, y difieren en los supuestos implícitos sobre el futuro comportamiento de los fundamentos. El escenario B considera el promedio de las tasas de crecimiento observados durante los últimos dos años; el escenario A básicamente difiere en que contempla un desaceleración más severa en el PBI y asume una caída en los volúmenes de ventas (posiblemente reflejando una caída en el sector construcción de residencias); y el escenario C refleja una situación en la que el PBI retoma tasas de crecimiento a niveles más similares a los observados antes de la deceleración, y los niveles de venta continúan creciendo a tasas moderadas. Los tres escenarios consideran que las tasas de interés real siguen su comportamiento reciente (en el contexto de menores entradas de capitales).

Gráfico 8: Proyección Dinámica del Precio Real de Inmuebles (2014q4-2016q3)



El escenario A (el más pesimista) implica una depreciación acumulada de los precios reales de alrededor del 7% en los siguientes dos años.²⁷ El escenario B implica un crecimiento nulo para el mismo periodo. Por último, los supuestos del escenario C conducen a un crecimiento acumulado menor al 10%. Como referencia, durante los dos años pasados los precios inmobiliarios en términos reales acumularon un crecimiento de más del 20%, e incluso a mayores tasas durante 2008-2012. Por ende, incluso en el escenario más optimista, se puede observar una importante desaceleración en la dinámica de precios. Las proyecciones basadas en esta elección de variables son válidas en la medida que las variables omitidas en el sistema no cambien significativamente. Además, como se puede ver en los intervalos de confianza para el escenario C, la probabilidad de mayores desviaciones del precio respecto a sus determinantes no puede ser descartada. Sin embargo, el mercado inmobiliario en Lima ya está mostrando las primeras señales de deceleración, y los resultados parecen estar en línea con ello. Estudios previos, para Lima, que han sugerido sobrevaluación en los precios también indicarían la necesidad de un periodo de deceleración para que los precios regresen a estar alineados con sus fundamentos.

5. Estratos Económicos

Esta sección busca probar la existencia de una relación de largo plazo entre diferentes tramos de la distribución de precios totales de las viviendas.

Hay procedimientos alternativos para separar una muestra total de departamentos en sub-muestras o estratos.²⁸ Básicamente, la post-estratificación se refiere a dividir una muestra de acuerdo a los valores que toma una o más variables en una base de datos. Dado nuestro interés en las particularidades del comportamiento en viviendas que pertenecen a diferentes estratos económicos, dos variables de estratificación se consideran naturalmente: la locación del departamento y su precio total. El primero suele ser útil si la distribución de viviendas es homogénea geográficamente de acuerdo al precio; y ese no es el caso para Lima. Se conoce en qué distrito se encuentra el departamento, pero la mayoría de distritos albergan viviendas con un rango de precios muy amplio, que pertenecen a distintos estratos económicos. Ello hace que el indicador de locación no sea muy apropiado, y se empleará el precio total. Consecuentemente, el índice de precio total de viviendas es construido en dos pasos. Primero, la distribución de precios totales se parte en tres tramos del mismo tamaño usando los percentiles treinta y tres y sesenta y seis. El grupo que contiene los precios más altos se denominará Estrato 3 (S_3), mientras que el Estrato 2 (S_2) y 1 (S_1) se referirán al tramo intermedio y bajo, respectivamente. Segundo, como se explicó en la sección 3, un índice Fisher ideal se construye para cada tramo.²⁹ Los índices resultantes se muestran en el Gráfico 9, y se puede apreciar que el Estrato 3 ha mostrado un crecimiento más pronunciado desde 2007 (en realidad, los otros dos estratos comenzaron a seguir la tendencia luego de algunos trimestres).

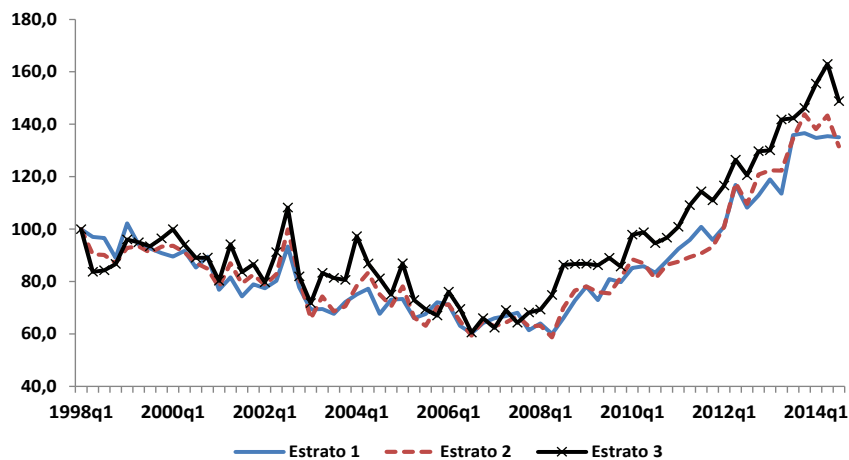
Luego, se emplea la metodología de Johansen para determinar la presencia de una relación de cointegración entre los estratos. Se encuentra un vector de cointegración, y ello provee evidencia de un movimiento de largo plazo entre los diferentes estratos económicos del mercado inmobiliario. Específicamente, los parámetros de velocidad de ajuste son positivos y significativos para los Estratos 2 y 3, aunque son pequeños en magnitud. Esto es esperado en un contexto donde una de las variables (S_3 aquí) se desvía persistentemente de las otras. Aunque ya hay un efecto de *catch-up* en la evolución tendencial de los otros dos estratos, la diferencia entre las tasas de crecimiento es aún significativa. Los resultados sugieren un ajuste de precios hacia los niveles más altos del estrato superior, i.e. incrementos en el estrato más alto reforzarían su propia tendencia ascendente y pondrían presión al alza en los precios del sector medio. El efecto en el estrato de menores precios no es claro.

²⁷ Considerando las tasas efectivas de inflación en los años previos, el escenario A se traduciría en que los precios nominales permanezcan en niveles relativamente estables.

²⁸ Ver Residential Property Price Index Handbook (2011), capítulo 5.

²⁹ Dado que las muestras para cada tramo son relativamente pequeñas y homogéneas, el sesgo positivo no es tan importante en este caso. Por ende, se usa una regresión de MCO.

Gráfico 9: Precio Real de Inmuebles por Estrato Económico



Con el fin de interpretar mejor los efectos de los choques de un sub-mercado en los otros, se emplea la descomposición de Cholesky para estimar los impulsos respuesta. El estrato más alto puede considerarse como el más exógeno en el sistema (las expectativas de apreciación se desarrollaron primero en este nicho), y tendría un mayor impacto sobre el resto de las variables. Para verificar esta intuición, se emplea el test de causalidad de Granger. Este indica que el Estrato 3 ayuda a predecir los otros dos, y también muestra que el Estrato 1 causa en el sentido de Granger al Estrato 2. De acuerdo a este ordenamiento, los impulsos respuesta son reportados en el Anexo B.³⁰

Para analizar los resultados, la literatura suele basarse en que existen tres tipos principales de compradores de inmuebles, como se discute en Case y Shiller (1989). Primero, hay compradores que desean vivir en la vivienda; segundo, propietarios de departamentos que desean conseguir un mejor inmueble; y, finalmente, aquellos que desean comprar y vender para conseguir una ganancia.

Un choque al mercado de ingresos más bajos tiene un impacto positivo en el resto de mercados, aunque la significancia es baja para el estrato más alto. Las expectativas de mayor apreciación impulsan a los compradores primerizos a apresurar sus decisiones de compra en el Estrato 1. Conforme los precios se acercan a los niveles observados en el Estrato 2, se puede esperar que los hogares de menor ingreso estén dispuestos a pagar un precio un poco mayor aún para obtener un mejor departamento en el Estrato 2.³¹ Esto, a su vez, pone presión de demanda en ambos mercados conduciendo a mayores precios. Este comportamiento podría afectar también al Estrato 3, a través de las expectativas; sin embargo, los amplios intervalos de confianza no permiten hacer inferencia sobre la respuesta. Segundo, un choque a los inmuebles de clase media, en contra de lo esperado, no generan efectos significativos en el resto de estratos. Finalmente, choques al Estrato 3 exhiben impactos positivos en el resto. Los incrementos de precios en este estrato suelen tener efectos más importantes sobre la formación de expectativas. Esto generaría presión de demanda de los tres tipos de compradores, lo cual se podría esparcir luego al resto de estratos.

³⁰ Sin embargo, los resultados se mantienen, cualitativamente y cuantitativamente, en otras alternativas de ordenamiento.

³¹ Si el choque del Estrato 1 es suficientemente grande, también se esperaría que los hogares con menores ingresos consideren vender sus casas, y con las ganancias adquieran una propiedad más costosa.

6. Conclusiones

Esta investigación se enfoca primero en la estimación de índices de precio hedónicos a través del uso de datos a nivel de transacción para la ciudad de Lima, y luego se usa dicho índice en un modelo de corrección de errores (VECM, por sus siglas en inglés). El segundo paso permite relacionar los precios de las viviendas con sus determinantes, incluyendo la tasa de interés hipotecaria, el PBI real y el volumen de transacciones. Este análisis implica usar la relación de largo plazo entre estas variables para entender mejor la escalada de precios que se ha experimentado durante la última década; y, además, brinda un marco para pensar sobre qué esperar en este mercado durante los próximos años.

La estimación hedónica permite construir un índice de precios que toma en cuenta los cambios de calidad en los departamentos a lo largo del tiempo. Una especificación que permite que los parámetros cambien entre diferentes trimestres produjo mejores resultados. Por otro lado, los resultados indican que una serie basada en la mediana de los precios no presentaría sesgos importantes. En adición, el análisis sugirió que las relaciones en los atributos de las viviendas y los precios varían a lo largo de la distribución de precios. Los departamentos con menor precio total-usualmente comprados por hogares con menos recursos-mostraron precios sombra relativamente más altos para características que podrían ser vistas como más “utilitarias”.

Por otro lado, la forma reducida del modelo VECM mostró buen desempeño proyectando el comportamiento de los precios. Bajo diferentes sendas razonables de crecimiento para los fundamentos, todos los escenarios concluyen en una desaceleración en el crecimiento de los precios durante los próximos años. Los precios de departamentos han registrado un crecimiento real promedio anual de 12% durante los últimos 5 años. En contraste, nuestro modelo, bajo el escenario más optimista, predice crecimiento menor al 5% anual. Este resultado es consistente con trabajos empíricos previos para el mercado de viviendas de Lima, que concluyeron en sobrevaluación. Claramente, una deceleración podría ser vista como una manera de suavizar el realineamiento de los precios con sus fundamentos. En caso los precios continúen subiendo a tasas importantes, una corrección más drástica se podría esperar; tal como señalan Case y Shiller (1990), mientras más grande es una burbuja, es más probable que explote, y lo haga de manera más drástica.

El modelo estructural condujo a resultados en línea con la teoría económica. Además, los resultados son robustos a variaciones en la especificación del modelo. La mayor parte de la varianza del precio se explicaría por choques de productividad sectorial y productividad agregada (vía su efecto sobre el ingreso). El primer componente decrece en importancia en el tiempo, mientras que el segundo permanece explicando cerca de la mitad de la varianza del precio. Los efectos de las tasas de interés hipotecarias reales cobran mayor importancia luego de un año. También se encontró que distintos tramos de la distribución de precios presenta co-movimientos significativos a lo largo del tiempo.

Finalmente, futuras investigaciones deberían centrarse en las dinámicas sectoriales. En un mercado tan heterogéneo como el inmobiliario, no se puede descartar la posibilidad de desalineamientos importantes que solo afectan a sectores específicos de la población. Además, en caso los precios se sigan alejando de sus fundamentos, aún no se cuentan con estudios que traten sobre las posibles implicancias de políticas alternativas (ver Borio et al. 1994, para literatura relacionada a políticas) que podrían ser empleadas para evitar los efectos negativos de una burbuja de precios.

Referencias

- Abraham, J. y P. Hendershott (1992): "Patterns and determinants of metropolitan house prices, 1977-1991", in *Real Estate and the Credit Crunch, Browne and Rosengren (eds.), Proceedings of the 25th Annual Boston Fed Conference*, 1993, pp. 18-42.
- Abraham, J. y P. Hendershott (1996): "Bubbles in metropolitan housing markets", *Journal of Housing Research* 7(2), pp. 191-207.
- Arce, O. y D. Lopez Salido (2011): "Housing bubbles", *American Economic Journal: Macroeconomics* 3(1), pp. 212-241.
- Bagliano, F., C. Favero y V. Muscatelli (1991): "Cointegration and Simultaneous Models: An Application to the Italian Money Demand", *Paper presented at the International Workshop on large-scale economic and financial applications, University of Urbino*, May 1991.
- Banco Central de Reserva del Perú (2010): "Indicadores del mercado inmobiliario", *Nota de Estudios* 55.
- BBVA (2012): "Situación Perú: Análisis económico tercer trimestre", *BBVA Report*.
- Berkovec, J.A. y J.L. Goodman (1996): "Turnover as a measure of demand for existing homes", *Real Estate Economics*, 24, pp. 421-440.
- Beveridge, S. y C.R. Nelson (1981): "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 7.
- Borio, C., N. Kennedy y S.D. Prowse (1994): "Exploring aggregate asset price fluctuations across countries: measurement, determinants and monetary policy implications", *BIS Economic Papers*, No 40, April.
- Burnside, C., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2011): "Understanding booms and busts in the housing market", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* 16734.
- Capozza, D., P. Hendershott, C. Mack and C. Mayer (2002): "Determinants of real house price dynamics", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* 9262.
- Capozza, D., P. Hendershott, y C. Mack (2004): "An anatomy of price dynamics in illiquid markets: Analysis and evidence from local housing markets", *Real Estate Economics* 32(1), pp. 1-32.
- Case, K. y R. Shiller (1989): "The efficiency of the market for single family homes", *American Economic Review*, 79(1), pp. 125-137.
- Case, K. y R. Shiller (1990): "Forecasting prices and Excess Returns in the Housing Market", *AREUEA Journal*, 18, pp. 253-273.
- Clayton, J. (1996): "Rational Expectations, Market Fundamentals and Housing Price Volatility", *Real Estate Economics*, 18, pp. 253-273.
- Court, Andrew T. (1939): "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples", *The Dynamics of Automotive Demand*, pp. 99-117.
- Cubeddu, L., C. Tovar y E. Tsounta (2012): "Latin America: Vulnerabilities under construction?", *IMF Working Paper* No. 193.
- De Wit, E., P. Englund y M. Francke (2010): "Price and transaction volume in the Dutch Housing Market", *Tinbergen Institute Discussion Papers*, 10-039/2.

- Diewert, W.E. (2003b): "Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues", *Paper presented at the 7th Meeting of the Ottawa Group, Paris, May 27-29.*
- Diewert, W.E. (2010): "Alternative Approaches to Measuring House Price Inflation", *Discussion Paper 10-10, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canada, V6T 1Z1, December.*
- Elliot, G., T. Rothemberg, y J. H. Stock (1996): "Efficient Tests for an Auto-regressive Unit Root", *Econometrica*, Vol. 64, No. 4.
- Engelhardt, G. y J. Poterba (1991): "House prices and demographic change", *Regional Science and Urban Economics*, 21(4), pp. 539-546.
- Eurostat (2011): "Residential Property Price Index Handbook", *Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.*
- Gattini, L. y P. Hiebert (2010): "Forecasting and assessing Euro area house prices through the lens of key fundamentals", *ECB Working Paper No. 1249 (October).*
- Genesove, D. y C. Mayer (2001): "Loss aversion and selling behavior: evidence from the housing market", *Quarterly Journal of Economics*, 116, pp. 1233-1260.
- Glaeser, E.L., J.Gyourko, y A. Saiz (2008): "Housing supply and housing bubbles", *Journal of Urban Economics*, 64.
- Glaeser, E., J. Gottlieb y J. Gyourko (2010): "Can cheap credit explain the housing boom?", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series 16230.*
- Griliches, Z. (1971): "Price Indices and Quality Change", *Cambridge, MA: Harvard University Press.*
- Hansen, H. y K. Juselius (1995): "Cats in rats: co-integration analysis of time series", *Distributed by Estima, Evanston, IL.*
- Iacoviello, M. (2002): "House Prices and Business Cycles in Europe: a VAR Analysis", *Boston College Working Paper in Economics No. 540.*
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59.
- Johansen, S. (1992): "Determination of co-integration rank in the presence of a linear trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383-397.
- Johansen, S. (1995): "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models", *Oxford University Press, Inc., New York.*
- Jordà, O., M. Schularick y A.M. Taylor (2014): "Betting the House", *National Bureau of Economic Research*, No. 20771.
- King, R., C. Plosser, J. Stock, y M. Watson (1991): "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 81.
- Koenker, R. y G. Bassett (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, V46, pp. 261-278.
- Klyuev, V. (2008): "What goes up must come down? House price dynamics in the United States?", *IMF Working Paper No. 187.*
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, y P. Schmidt, Y. Shin (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178, North-Holland.

- Malpezzi, S. (1999): "A Simple Error Correction Model of House Prices", *Journal of Housing Economics*, 8.
- Mark, J.H. y M.A. Goldberg (1984): "Alternative housing price indices: an evaluation", *AREUEA Journal*, 12, pp. 31-49.
- Matsuyama, K. (1990): "Residential Investment and the Current Account", *Journal of International Economics*, 28.
- McCarthy, J. y R. Peach (2004): "Are home prices the next bubble?", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, December.
- McQuinn, K. y G. O'Reilly (2007): "A model of cross-country house prices", *Central Bank and Financial Services Authority of Ireland Research Technical Paper*, 5, July.
- Meese, R. y N. Wallace (1997): "The construction of residential housing price indexes: a comparison of repeat sales, hedonic regression, and hybrid approaches", *Journal of Real Estate, Finance and Economics*, 14, pp. 51-74.
- Meese, R. y N. Wallace (2003): "House Price Dynamics and Market Fundamentals: The Parisian Housing Market", *Urban Studies*, Vol. 40, Nos 5-6.
- Orrego, F. (2014): "Precios de viviendas en Lima", *Central Reserve Bank of Peru Working Paper No. 2014-08*.
- Pantula, S.G. (1989): "Testing for unit roots in time series data", *Econometric Theory*, 5, pp. 256-271.
- Rosen, S. (1974): "Hedonic prices and Implicit markets: product differentiation in pure competition", *Journal of Political Economy*, 82(1), pp. 34-55
- Shiller, R.J. (2007): "Understanding recent trends in house prices and home ownership", *Cowless Foundation Discussion Paper*, No. 1630.
- Sims, C. A., J.H. Stock, y M. W. Watson (1990): "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58.
- Stein, J. (1995): "Prices and trading volume in the housing market. A mode with down-payment constraints", *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 379-406.
- Sutton, G. (2002): "Explaining Changes in House Prices", *Quarterly Review*, September, Bank for International Settlement.
- Tsounta, E. (2009): "Is the Canadian housing market overvalued? A post-crisis assessment.", *IMF Working Paper No. 187*.
- Wallace, N. (1996): "Hedonic-based price indexes for housing: theory, estimation and index construction", *Economic Review of the San Francisco Federal Reserve Bank*, 3, pp. 34-48.
- Xiao, Z. (2009): "Quantile Cointegrating Regression", *Journal of Econometrics*, 150, pp. 248-260.

Anexo A: Tablas

Tabla 1: Lista de Variables

Variable	Promedio	Desv. Est.	Min	Máy
Indice de precio real de inmuebles (Indice hedónico de Fisher)	4.59	0.23	4.22	5.13
PBI real en Perú	4.99	0.27	4.64	5.43
PBI real en Lima	5.00	0.30	4.62	5.46
Indice de ingreso: población ocupada de 25-45 años en Lima	4.79	0.12	4.62	5.06
Indice de ingreso: población ocupada de 46-65 años en Lima	4.78	0.12	4.61	5.00
Indice de ingreso: población ocupada en Lima	4.79	0.12	4.62	5.05
Indice de población ocupada en Lima	4.80	0.11	4.61	4.98
Indice de población de 25-45 años en Lima	4.78	0.08	4.61	4.90
Indice de población de 46-65 años en Lima	4.83	0.15	4.61	5.09
Indice de población total en Lima	4.78	0.09	4.61	4.91
Indice de costo real de construcción	4.71	0.08	4.58	4.85
Número de transacciones de departamentos en Lima	6.37	0.97	4.61	7.50
Número de departamentos en venta en Lima	5.46	0.51	4.60	6.13
Número de departamentos terminados en venta en Lima	5.37	0.57	4.44	6.12
Tasa de interés real hipotecaria	0.08	0.02	0.03	0.13
Stock de préstamos hipotecarios	5.58	0.81	4.60	7.07
Indice de Bolsa de Valores	5.84	1.13	4.27	7.21

Nota: Todas las series son trimestrales con base 1998.q1=100, excepto por la tasa de interés. Las variables son desestacionalizadas usando el método de Tramo Seats y son expresados en logaritmos, con excepción de la tasa de interés que es especificada como $\log(1+r)$. Fuente: BCRP, SBS, INEI, CAPECO y SMV.

Tabla 2: Test GLS Dickey-Fuller Aumentado

	Niveles t-stat	Primera diferencia t-stat	Segunda diferencia t-stat
Precio real de inmuebles	-0.51 (4)	-4.51 (1)*	-4.00 (3)*
PBI real	-1.50 (1)	-1.90 (3)**	-2.62 (1)*
Tasa de interés real	-2.71 (3)	-5.09 (3)*	-2.23 (2)*
Volumen de transacciones	-1.95 (1)	-2.22 (1)*	-4.25 (1)*
Préstamos hipotecarios	-1.56 (2)	-2.43 (1)*	-3.70 (1)*
Costos de construcción reales	-1.66 (1)	-4.57 (1)*	-5.38 (3)*

Nota: Los valores críticos al 5% y 10% de significancia son -3.14 y -2.84, respectivamente, cuando hay una tendencia incluida; de otro modo, los valores críticos son -1.95 y -1.61, respectivamente. Los tests no incluyen una tendencia para las diferencias, y la tasa de interés. La fuente es ERS (1996). (*) y (**) denotan el rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente.

Tabla 3: Test KPSS

	Niveles t-stat	Primera diferencia t-stat	Segunda diferencia t-stat
Precio real de inmuebles	0.22*	0,46	0,11
PBI real	0.17*	0,36	0,19
Tasa de interés real	0.61*	0,10	0,07
Volumen de transacciones	0.19*	0,28	0,08
Préstamos hipotecarios	0.20*	0,42	0,13
Costos de construcción reales	0.167*	0,16	0,22

Nota: Los valores críticos al 5% y 10% de significancia son 0.146 y 0.119, respectivamente, cuando hay una tendencia incluida; de otro modo, los valores críticos son 0.463 y 0.347, respectivamente. Los tests no incluyen una tendencia para las diferencias, y la tasa de interés. La fuente es KPSS (1992). (*) denota el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

Tabla 4: Criterios de Selección de Orden en VAR

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	HQ	SC
0	188.21		2.30E-08	-6.24	-6.19	-6.10
1	609.97	843.52	2.40E-14	-20.00	-19.72	-19.29
2	664.08	108.22	6.70E-15	-21.29	-20.80	-20.02*
3	688.16	48.16	5.20E-15	-21.56	-20.85	-19.73
4	702.26	28.20	5.80E-15	-21.50	-20.57	-19.11
5	735.89	67.25	3.40E-15	-22.10	-20.94	-19.14
6	763.72	55.67	2.50E-15	-22.50	-21.12	-18.98
7	795.26	63.08*	1.70E-15*	-23.03*	-21.43*	-18.94
8	802.91	15.30	2.80E-15	-22.74	-20.93	-18.09

(*) indica el orden de rezago de acuerdo a cada criterio

LR: Estadístico del test LR secuencial modificado

FPE: Error Final de Predicción

AIC: Criterio de Información Akaike

HQ: Criterio de Información Hannan-Quinn

SC: Criterio de Información Schwarz

Tabla 5: Test de Traza de Cointegración

	Modelo A (rezago=6)	Modelo B (rezago=6)	Modelo C (rezago=6)
r=0	97,77	78,37	95,69
r=1	44,20	28,56	47.71*
r=2	20.27*	13.50*	25,88
r=3	7.36**	0,60	10,57

Nota: (*) y (**) denotan rechazo de la hipótesis nula al 1% y 5% de significancia, respectivamente.

Tabla 6: Relación de Cointegración

PBI real	-3,72 (1.1107)
Tasa de interés	-14,40 (2.9537)
Volumen de transacciones	-0,35 (0.1792)
Velocidad de ajuste	-0,020 (0.0088)

Nota: Vector de Cointegración es dado en la forma $(1, -\beta)$

Tabla 7: Relación de Cointegración entre Estratos Inmobiliarios

Estrato 1	169,61 (40.9229)
Estrato 2	-170,68 (40.1662)
Velocidad de Ajuste S1	0,000 (0.0014)
Velocidad de Ajuste S2	0,003 (0.0015)
Velocidad de Ajuste S3	0,004 (0.0017)

Nota: Vector de Cointegración es dado en la forma $(1, -\beta)$

Tabla 8: Test de Causalidad de Granger

Hipótesis Nula	F-test	p-value
El precio S3 no causa a la Granger a precio S1	3,30	0,04
El precio S3 no causa a la Granger a precio S2	3,37	0,04
El precio S2 no causa a la Granger a precio S3	0,08	0,92
El precio S2 no causa a la Granger a precio S1	0,20	0,82
El precio S1 no causa a la Granger a precio S3	0,57	0,57
El precio S1 no causa a la Granger a precio S2	2,95	0,06

Anexo B: Gráficos

Gráfico 1: Evolución del Mercado Inmobiliario y sus fundamentos

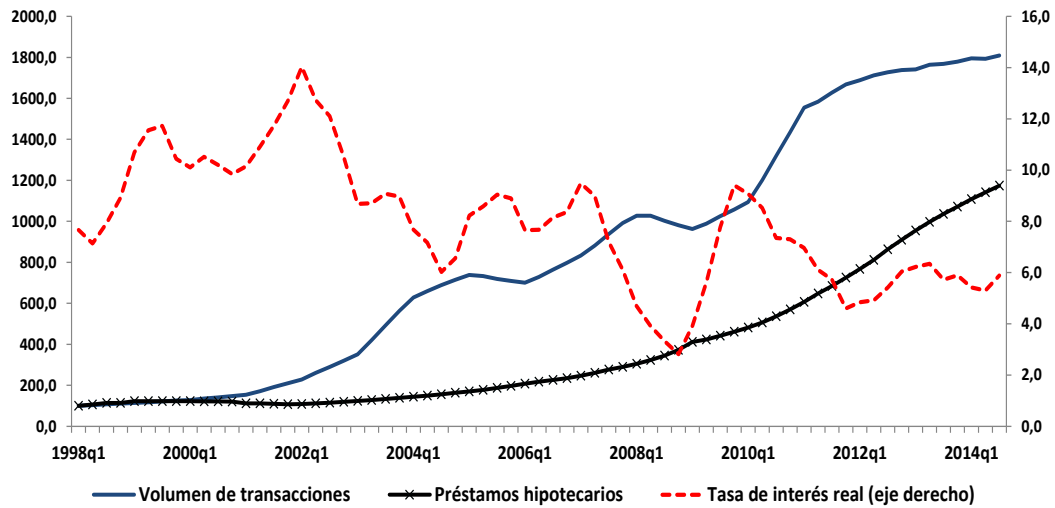
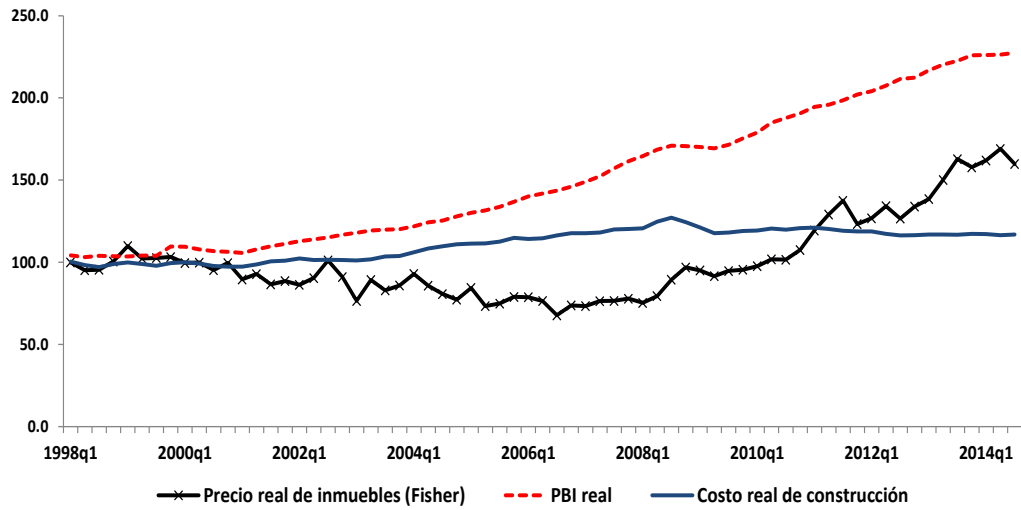


Gráfico 2: Fundamentos (crecimiento anual, si no indicado de otra forma)

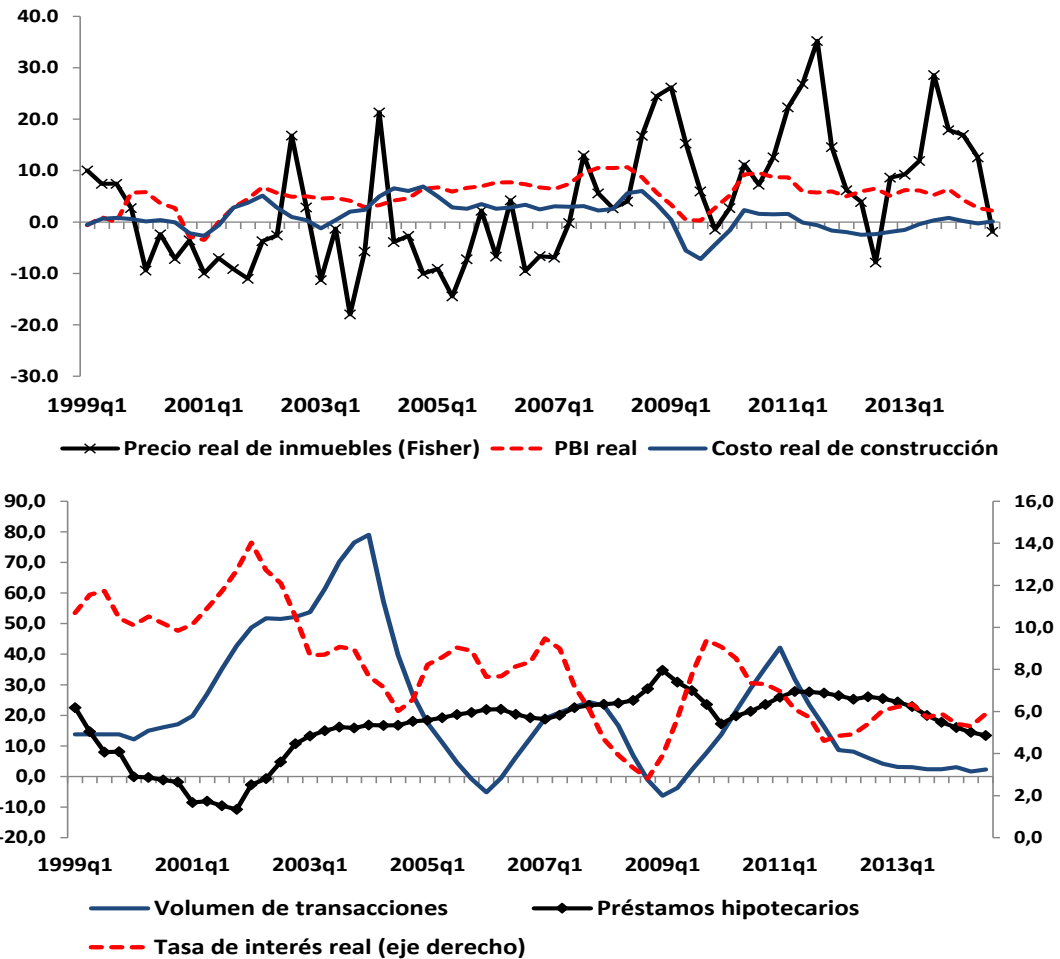


Gráfico 3: Descomposición de Varianza – Dos Vectores de Cointegración

Precio real de inmuebles

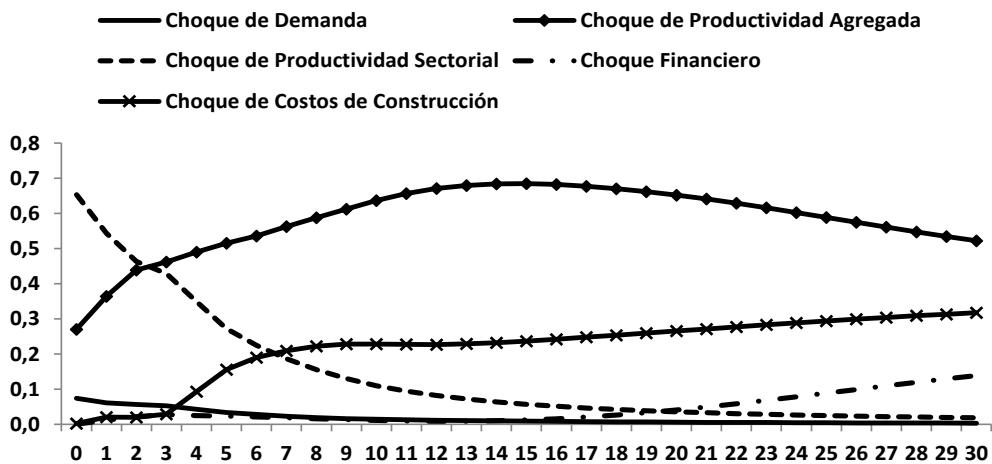
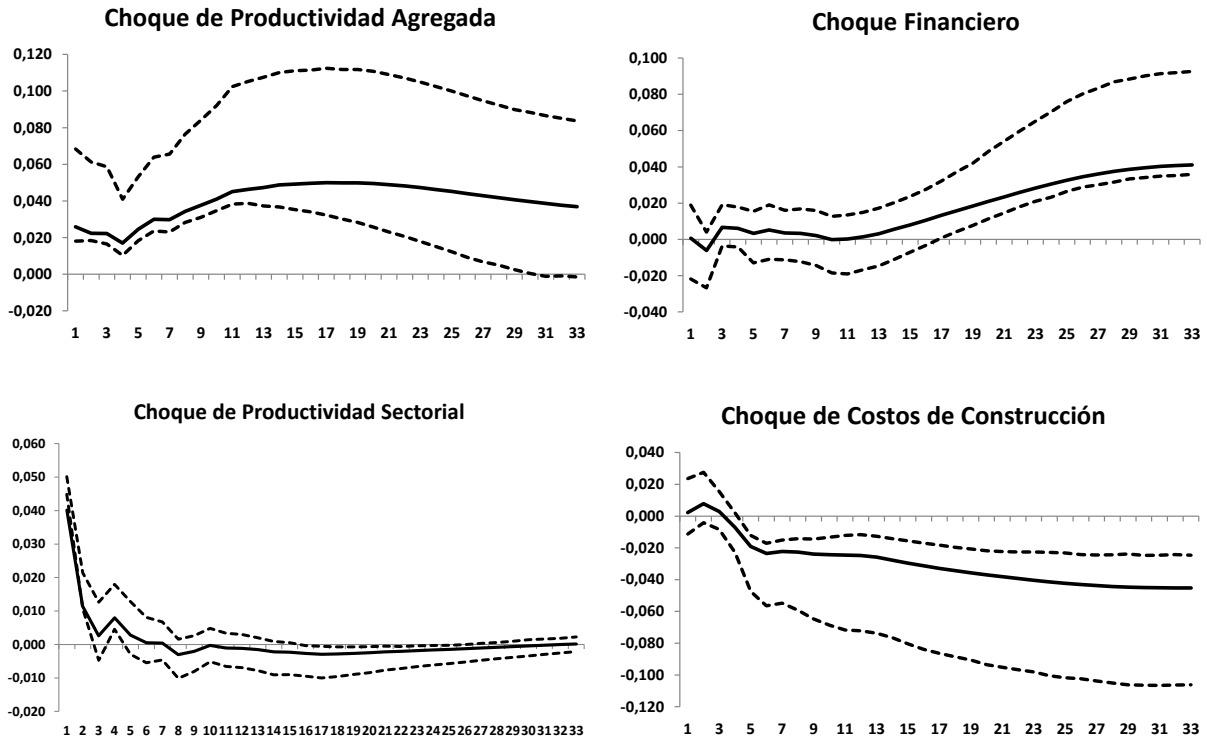
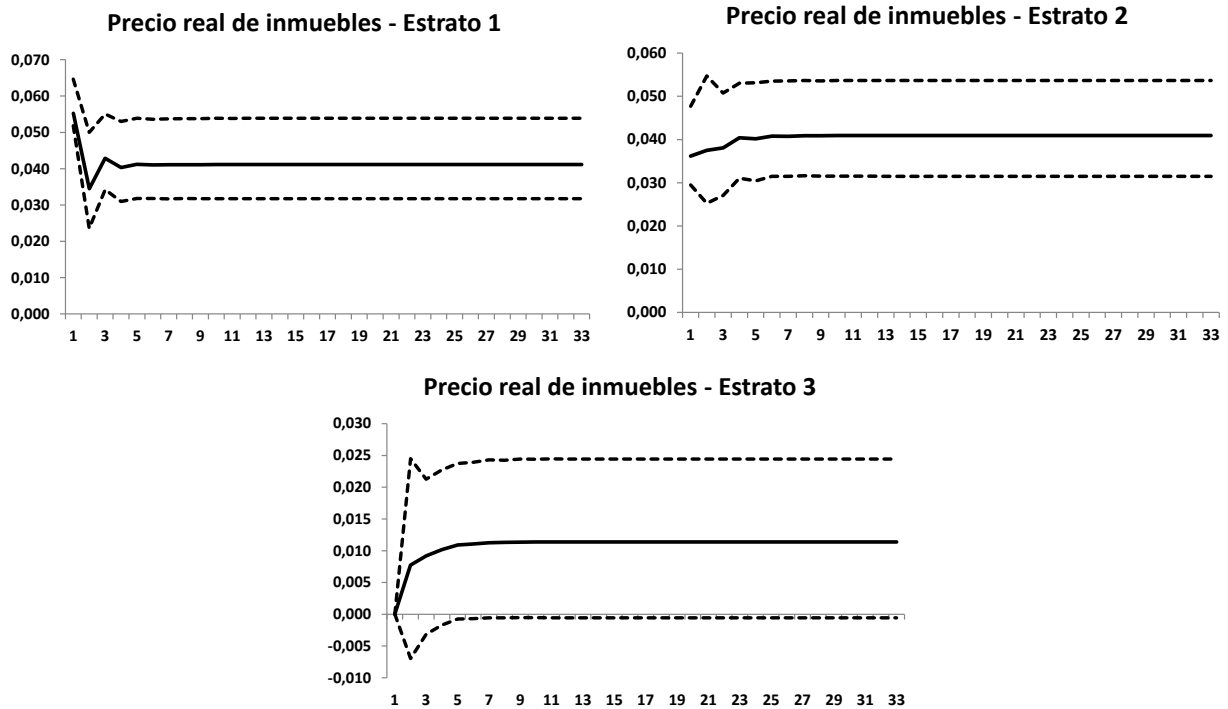


Gráfico 4: Respuestas del Precio Real de Inmuebles – Dos Vectores de Cointegración



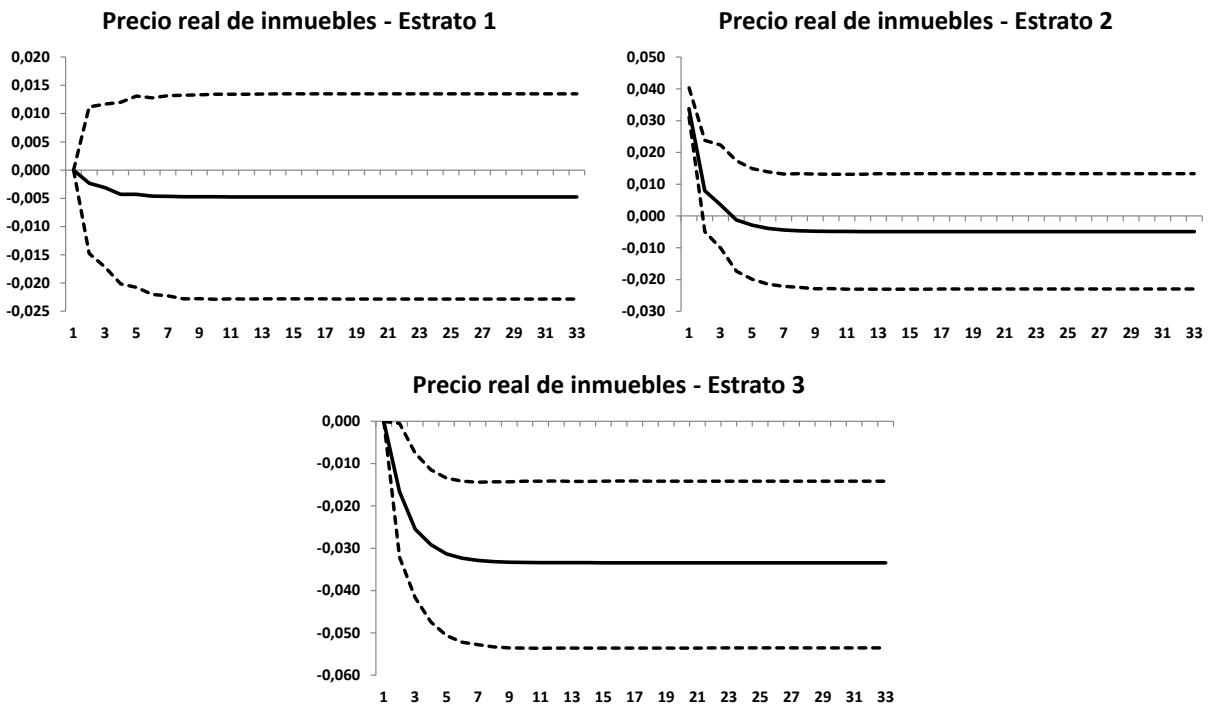
Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

Gráfico 5: Impulsos Respuesta - Choque Estrato 1



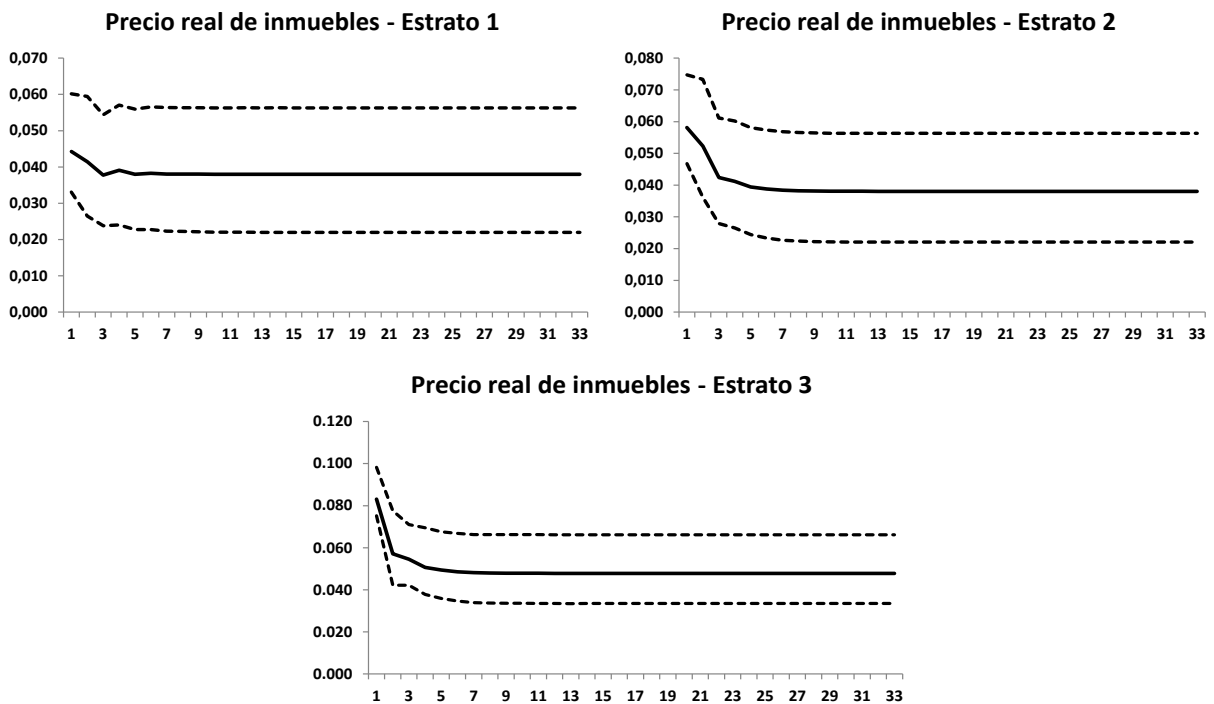
Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

Gráfico 6: Impulsos Respuesta - Choque Estrato 2



Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).

Gráfico 7: Impulsos Respuesta - Choque Estrato 3



Nota: Intervalos de confianza al 90% son calculados con Bootstrap (2000 réplicas).