

Precios de viviendas en Lima

Fabrizio Orrego

Resumen

Este trabajo cuantifica el desalineamiento del precio de las viviendas en Lima respecto de su nivel de equilibrio de largo plazo desde 1998t1 hasta 2011t4. Se siguen dos métodos, uno univariado y otro multivariado. Los resultados sugieren que el precio se encuentra por encima del precio de equilibrio a inicios y a finales del decenio de 2000. No obstante, el desalineamiento se habría atenuado hacia finales de la muestra en estudio.

Palabras clave: precios de viviendas, hipotecas, desalineamiento.

Códigos de clasificación JEL: C53, E44

1. MOTIVACIÓN

En los últimos años, el precio de las viviendas en las áreas urbanas de Lima ha escalado a niveles sin precedentes. El panel A de la gráfica 1 muestra, por ejemplo, que el precio promedio por metro cuadrado en Lima en dólares corrientes, corregido por factores estacionales, subió 524 USD en el último trimestre de 2006 a 1,340 USD a finales de 2011, luego de haber permanecido medianamente

Especialista en Investigación del Banco Central de Reserva del Perú, y profesor de la Universidad de Piura. Se agradecen los comentarios recibidos en el XXX Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú (octubre de 2012), la XVII Reunión Anual de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA (noviembre de 2012, Montevideo), y el Seminario de Investigación Económica del Banco Central de Reserva del Perú (febrero de 2013). En particular, agradezco los comentarios de César Carrera, Nobuhiro Kiyotaki, Jorge Muñoz, Jorge Ponce, Daniel Sámano y Marco Vega. Por supuesto, las opiniones vertidas en este artículo son de exclusiva responsabilidad del autor. Se agradece la excelente asistencia de Vanessa Belapatiño. Correo electrónico: <forregop@gmail.com>.

estable desde inicios de 1998. ¹ De hecho, el panel C de la gráfica 1 sugiere que el precio en dólares se ha incrementado en los años a un promedio de 20% anual. Los paneles B y D muestran similar información, aunque en nuevos soles (la moneda local) de 2009. ²

Debido a la tendencia creciente en el precio de las viviendas, no es sorprendente que la profesión y los medios no especializados se pregunten si la situación actual es una fuente de preocupación. ¿Qué tan alejado se encuentra el precio de las viviendas de su tendencia de largo plazo? ¿Está el aumento del precio explicado por fundamentos económicos? Este trabajo aborda formalmente estas preguntas.

En primer lugar, se cuantifica el desalineamiento del precio de las viviendas respecto de su nivel de equilibrio de largo plazo. Asimismo, se estudia si el desalineamiento es cíclico o estructural. Los resultados sugieren que hay episodios de desalineamientos positivos importantes del precio de las viviendas respecto de su nivel de equilibrio, en particular hacia inicios y finales del decenio pasado, aunque también es cierto que hacia finales de la muestra el problema de desalineamiento se habría atenuado.

La reciente subida del precio de las viviendas en Lima tiene ingredientes importantes, tanto de origen interno como externo. Por un lado, el ingreso real (aproximado mediante el índice del PIB), y los costos de construcción han mostrado una tendencia al alza en años recientes. Asimismo, el saldo de créditos hipotecarios (como porcentaje del PIB) se ha incrementado desde la segunda mitad del decenio pasado (el coeficiente de créditos hipotecarios sobre PIB subió de 1.2 en 2006t4 a 2.4 en 2011t4). Por otro lado, el financiamiento externo de las empresas bancarias (como porcentaje del PIB) ha tenido una subida importante en los años, en especial el de largo plazo.

Por supuesto, este trabajo no es el primero en notar la subida reciente del precio de las viviendas. El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2010) por ejemplo discute que a pesar de la subida del precio de las viviendas, el coeficiente precio-alquiler se mantiene

¹ En el anexo se describe brevemente cómo el BCRP recolecta la información acerca del precio de las viviendas en las áreas urbanas de Lima.

² En Perú, los inmuebles y otros bienes de gran valor (por ejemplo, automóviles) se transan típicamente en dólares estadounidenses. Por esta razón, el panel A muestra el precio promedio en dólares. Sin embargo, debido a que este precio está influenciado por las variaciones del tipo de cambio nominal y la inflación interna, el panel B muestra el precio en soles de 2009

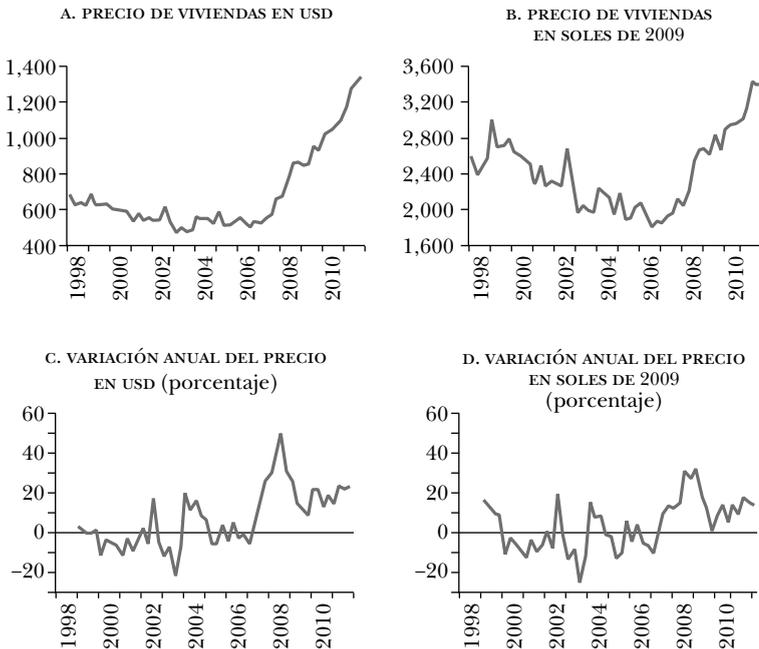
dentro del rango comúnmente utilizado en la bibliografía para describir situaciones normales. Asimismo, el BBVA (2012) estima que el nivel observado del precio de las viviendas no está muy alejado de su valor fundamental. Por otro lado, Cubeddu *et al.* (2012) estudian los factores determinantes de los precios de las viviendas en Perú, Chile, Colombia y México. Ellos encuentran para Perú que los precios se desvían del PIB real per cápita en un 6% entre el tercer trimestre de 1998 y el segundo de 2011 y que, en general, los signos de sobrevaluación son modestos.

Este trabajo sigue de cerca a Orrego (2009) y Glindro *et al.* (2011), y contribuye con la vasta bibliografía que evalúa si el precio de las viviendas está explicado por los fundamentos de la economía, como por ejemplo Abraham y Hendershott (1996), Capozza *et al.* (2002), Capozza *et al.* (2004), Cubeddu *et al.* (2012), y Stevenson (2008). Estos trabajos incluyen modelos uniecuacionales que explican el precio de las viviendas a partir de factores determinantes que son típicamente de origen interno. No obstante, debido a la reciente crisis de hipotecas en Estados Unidos (EUA), la profesión ha comenzado a pensar en variables de origen externo. Por ejemplo, Mendoza *et al.* (2007) sugieren que el precio de las viviendas sube debido al exceso de ahorros de los países en desarrollo, como por ejemplo en China. La intuición es que los influjos de capital alimentan la demanda de activos, incluyendo los bienes raíces. Al respecto, Aizenman y Jinjirak (2009) muestran que existe una relación importante entre los déficits de cuenta corriente y la subida del precio de las casas. Sin embargo, estas teorías están sujetas a críticas, pues Laibson y Mollerstrom (2010) demuestran que los mayores influjos de capital en EUA no tuvieron un impacto significativo en la inversión, sino en el consumo. De hecho, Favilukis *et al.* (2011) discuten, por el contrario, que controlando por la liberalización del mercado financiero, los influjos de capital tienen un moderado impacto en el precio de las viviendas en EUA y un panel De países.

El presente estudio hace énfasis en los desalineamientos del precio de las viviendas, pero no hace sin embargo una alusión directa a la existencia de una burbuja en el precio de las viviendas. La razón es simple: A pesar de que teóricamente sí es posible definir con precisión de qué trata y cuando ocurre una burbuja, como por ejemplo en Arce y López Salido (2011), Brunnermeier (2008), Guarkaynak (2008), y Scherbina (2013), en la práctica no existe un consenso acerca de cómo identificar una burbuja en los datos con herramientas de econometría.

Gráfica 1

PRECIO DE LAS VIVIENDAS EN LIMA METROPOLITANA



Nota: Los datos del panel B son el resultado de convertir a soles constantes de 2009 la información del panel A. Ambas series en los paneles A y B están desestacionalizadas mediante el método Census X12.

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú.

En la sección 2 se discute la metodología. En la sección 3 se muestra la evidencia empírica. En la sección 4 se exponen los resultados. En la sección 5 se presentan algunos comentarios finales. Finalmente, en el anexo se describe cómo se recolecta la serie del precio de las viviendas.

2. METODOLOGÍA

En esta sección se exponen dos métodos para el cálculo del desalineamiento del precio de las viviendas. Ambas se describen a continuación.

2.1 Método univariado

El método más directo para cuantificar el desalineamiento del precio de las viviendas respecto de su tendencia de largo plazo consiste en evaluar las siguientes desigualdades:

$$1 \quad P_t \geq (1 + \mu)\tilde{P}_t,$$

$$2 \quad P_t \leq (1 - \mu)\tilde{P}_t,$$

donde P_t es el logaritmo del precio (desestacionalizado) de las viviendas en soles de 2009, μ es un número entre cero y uno (que se conoce típicamente como el umbral), y \tilde{P}_t es la tendencia de largo plazo del precio de las viviendas. La tendencia \tilde{P}_t se estima mediante el filtro de Hodrick-Prescott, que se utiliza de manera convencional y recursivamente como en Orrego (2009).³ El desalineamiento es positivo cuando el precio se desvía de su nivel de largo plazo más allá de una fracción μ . Por el contrario, si $P_t \leq (1 - \mu)\tilde{P}_t$, entonces el desalineamiento es negativo.

³ En Orrego (2009) se discute que la estimación recursiva de la tendencia utiliza el filtro de Hodrick-Prescott en una submuestra inicial de tamaño arbitrario igual a S . Luego, se añade a esta submuestra una nueva observación y se aplica nuevamente el filtro. La tendencia recursiva captura solamente la última observación en cada ronda, que se añaden sucesivamente a las S observaciones correspondientes a la estimación inicial. Así se prosigue hasta que la submuestra coincide con la muestra total. Esta estimación recursiva revela la información disponible de la economía en cada momento y de esta manera permite una identificación más precisa del desalineamiento. Cabe señalar que Guay y St.-Amant (2005) sugieren prescindir de las observaciones cercanas al inicio y fin de la muestra cuando se utiliza el filtro Hodrick-Prescott. Para implementar esta recomendación se expande P_t hacia adelante y atrás, desde 1995t1 hasta 2014t4. Luego se descartan las primeras y últimas doce observaciones, por lo que la muestra final se extiende desde 1998t1 hasta 2011t4. Debido a que la variable P_t tiene una raíz unitaria, se utilizan procesos univariados ARIMA $(p, 1, 0)$ para incrementar el número de observaciones de P_t (la discusión acerca de la presencia de raíz unitaria se pospone hasta la sección 4). El algoritmo para la elección del número de rezagos p utiliza el criterio de Akaike.

2.2 Método multivariado

En esta sección se sigue de cerca a Capozza *et al.* (2004) y Glindro *et al.* (2011). En primer lugar se estima el valor fundamental del precio de las viviendas. Luego se calcula el desalineamiento, y a continuación se divide este en dos partes, a saber desalineamiento cíclico y desalineamiento estructural.

2.2.1 El nivel fundamental del precio de las viviendas

En línea con Capozza *et al.* (2002), existe un nivel fundamental que es determinado por las condiciones macroeconómicas y arreglos institucionales de la economía:

$$3 \quad P_t^* = f(X_t),$$

donde P_t^* es el logaritmo del nivel fundamental del precio de las viviendas, $f(\cdot)$ es una función lineal, y X_t contiene un conjunto de variables macroeconómicas e institucionales que determinan el precio fundamental de las viviendas, como por ejemplo variables de demanda (índice del PIB, demografía, tasas de interés reales, y el coeficiente de créditos hipotecarios como porcentaje del PIB), de oferta (costos de construcción), rendimiento de activos alternativos (capitalización bursátil como porcentaje del PIB), del sector externo (tipo de cambio real, términos de intercambio, pasivos externos netos de las empresas bancarias de corto y largo plazo), e institucionales (el índice de libertad económica). La ecuación 3 debe interpretarse como una forma reducida del equilibrio en el mercado de las viviendas.

Básicamente, el ejercicio consiste en hallar un vector de cointegración $[1, -\theta]$ entre P_t y X_t correspondiente a la siguiente relación:

$$4 \quad P_t = \theta X_t + \epsilon_t,$$

donde ϵ_t es un ruido blanco. Luego, a partir de la ecuación 4 se obtiene P_t^* , tal que $P_t^* = \hat{\theta} X_t$.

2.2.2 La dinámica de corto plazo del precio de la vivienda

Una vez calculado el vector de cointegración, y estimado el nivel fundamental del precio de las viviendas P_t^* , se asume que el cambio del precio de las viviendas en el corto plazo sigue la siguiente relación:

5

$$\Delta P_t = \alpha \Delta P_{t-1} + \beta (P_t^* - P_{t-1}) + \gamma \Delta P_t^*,$$

donde P_t es el logaritmo del precio observado de las viviendas y Δ es el conocido operador diferencias. Capozza *et al.* (2002) muestran que la ecuación 5 permite dinámicas interesantes del precio de las viviendas, para diferentes configuraciones de los parámetros.

2.2.3 Detección del desalineamiento estructural del precio de las viviendas

Como en Glindro *et al.* (2011), el desalineamiento del precio de las viviendas se define como la diferencia entre P_t , el nivel observado, y P_t^* , el nivel predicho a partir de los fundamentos. Para un nivel de desalineamiento $(P_t - P_t^*)$, el componente cíclico del desalineamiento se calcula como:

6

$$P_{t-1} + \mathbb{E}(\Delta P_t) - P_t^*,$$

donde $\mathbb{E}(\Delta P_t)$ es la predicción de ΔP_t de la ecuación 5. La diferencia entre el desalineamiento total y el desalineamiento cíclico se denomina desalineamiento estructural.⁴

3. DATOS

En esta sección se presentan las series de tiempo utilizadas en el análisis econométrico expuesto en la sección 2, es decir, P_t y X_t (que contiene las variables que determinan el precio fundamental de las viviendas P_t^*). La información disponible abarca desde 1998t1 hasta 2011t4.

Precio de las viviendas

El precio de las viviendas, en soles de 2009, aparece nuevamente en el panel A de la gráfica 2. Desde 1998t1 hasta finales de 2006, el

⁴ Glindro *et al.* (2011) mencionan que si el desalineamiento estructural es positivo, entonces hay una *burbuja* en el precio de las viviendas. En este trabajo se prefiere no utilizar el término *burbuja*.

precio tiene una tendencia decreciente. Sin embargo, a partir de 2007 y hasta la actualidad, el precio de las viviendas muestra una tendencia alcista.

Crédito hipotecario y financiamiento externo

El panel B de la gráfica 2 muestra la evolución del crédito hipotecario ofrecido por las empresas bancarias a los hogares para vivienda, como porcentaje del PIB. A finales del decenio de 1990, esta serie tiene un crecimiento pronunciado, aunque el nivel de apalancamiento de la economía es ciertamente bajo. No obstante, desde inicios del decenio pasado hasta el 2008, el crédito hipotecario, como porcentaje del PIB, crece a un ritmo reducido, y a partir de 2008, el crecimiento se torna más agresivo.

El panel C de la gráfica 2 indica que la tasa de interés real de los créditos hipotecarios presenta una tendencia decreciente desde inicios de la muestra, aunque con un pequeño salto en 2008. De hecho, Eyzaguirre y Calderon (2003) discuten que hacia fines del decenio de 1990 e inicios del decenio pasado, la penetración de créditos hipotecarios era muy baja, debido a que los préstamos hipotecarios eran de corto plazo, entre cinco y diez años, y las tasas de interés eran elevadas.

Por su parte, los paneles D y E de la gráfica 2 muestran la evolución de los pasivos externos netos de las empresas bancarias de corto plazo y de largo plazo, como porcentaje del PIB, respectivamente (números negativos indican que la posición neta es acreedora). Si bien los pasivos externos netos de corto plazo fluctúan alrededor de cero desde inicios del decenio pasado, los pasivos externos de largo plazo acompañan el reciente incremento de los créditos hipotecarios, que son otorgados en la actualidad hasta por 30 años en moneda nacional y extranjera, a tasas de interés nominales de un dígito.

Términos de intercambio y tipo de cambio real

La correlación muestral entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real es -0.67 . El comportamiento de los términos de intercambio sigue de cerca las cotizaciones de los principales minerales de exportación. El tipo de cambio real muestra en años recientes una caída, producto además de la apreciación del tipo de cambio nominal.

Índice de actividad económica

El panel H de la gráfica 2 muestra la evolución del índice del PIB. Claramente esta serie tiene una trayectoria creciente desde inicios de 2000, y la pendiente de dicha serie es más pronunciada a partir de 2002. La gráfica 2 sugiere que el PIB mantiene un crecimiento robusto, a pesar de la reciente crisis internacional.

Índice de costos de construcción

La serie histórica del índice de costos de construcción del panel I de la gráfica 2 se dispara desde aproximadamente el 2003, aunque la crisis externa de 2008 ciertamente atenúa esta subida.

Capitalización bursátil

El panel J de la gráfica 2 muestra la capitalización bursátil de la Bolsa de Valores de Lima, como porcentaje del PIB. La capitalización bursátil tiene que ver con el rendimiento de activos alternativos a las viviendas.

Índice HER

El índice HER es el índice de libertad económica publicado por la Heritage Foundation desde 1995. Este índice otorga un puntaje de 0 a 100, donde 100 es el máximo puntaje, a diez factores que reciben la misma ponderación en el promedio final (libertad empresarial, de comercio, monetaria, fiscal, económica, de trabajo e inversión, así como tamaño de gobierno, derechos de propiedad, y ausencia de corrupción).

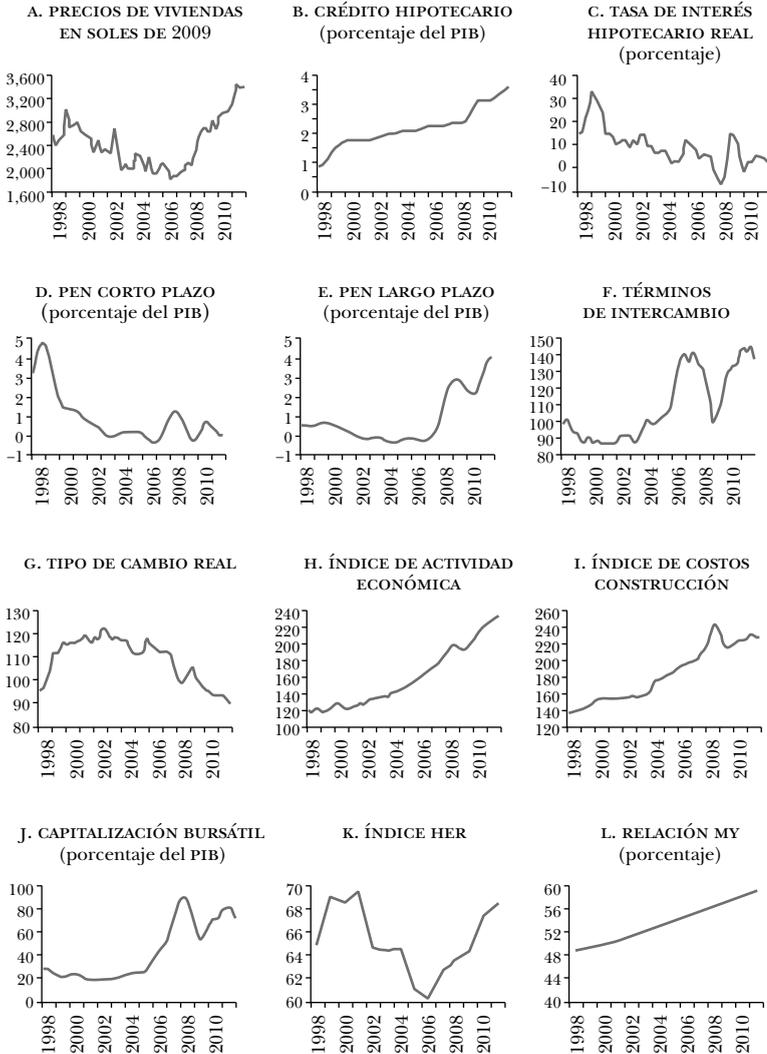
Demografía

El panel L de la gráfica 2 muestra la relación MY, inicialmente sugerida por Geanakoplos *et al.* (2004), que es la relación entre la población entre 40 y 60 años de edad, respecto de la población entre 20 y 40 años de edad, en porcentaje.⁵ El numerador mide el número de personas en la etapa de ahorro. De acuerdo con la hipótesis del ciclo de vida de Modigliani y Brumberg (1954), las personas en esta edad suelen invertir sus recursos en bienes durables como casas o

⁵ Debido a que la población de Lima es alrededor de un tercio de la población del Perú, se asume que el comportamiento de las series demográficas en Lima se asemeja a la del Perú.

Gráfica 2

EVIDENCIA MACROECONÓMICA



Notas: PEN es la abreviatura para pasivos externos netos de las empresas bancarias. Las series son de frecuencia trimestral desde 1998t1 hasta 2011t4, y están desestacionalizadas mediante el método Census X12, excepto el índice HER del panel K y la relación MY del panel L, ambas de frecuencia anual.

departamentos. Por lo tanto, una alta proporción de adultos puede presionar los precios de las viviendas hacia arriba, siempre que estas viviendas estén al alcance. Después de todo, las personas que buscan una vivienda son típicamente adultas.⁶

4. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados correspondientes a cada uno de los métodos descritos en la sección 2.

4.1 Método univariado

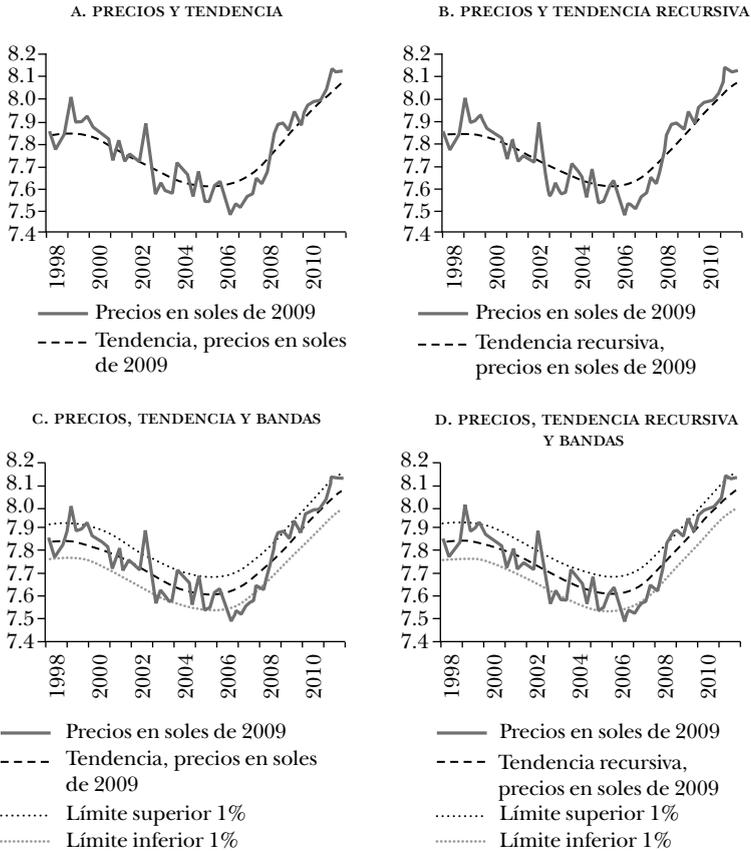
El panel A de la gráfica 3 sugiere que los desvíos positivos más pronunciados del precio de las viviendas, respecto de su tendencia de largo plazo (calculada de manera convencional mediante el filtro de Hodrick-Prescott), ocurren hacia fines del decenio de 1990, y desde fines de la segunda mitad del decenio de 2000. Por su parte, los desvíos negativos más pronunciados ocurren hacia inicios de la segunda mitad del decenio pasado.

Con el fin de evaluar qué tan importantes son los desalineamientos observados en el panel A, se incluye el lado derecho de las desigualdades 1 y 2 en el panel C de la gráfica 3, donde se asume por simplicidad que $\mu = 0.01$. La inclusión de los límites superior e inferior de P_t permite visualizar la gravedad de los desalineamientos. En particular, el precio de las viviendas está desalineado en más de 1% de su tendencia de largo plazo en cuatro oportunidades: hacia fines del decenio de 1990, a inicios del decenio de 2000, hacia fines de 2008 y a inicios de 2011. Sin embargo, estos episodios son claramente transitorios, en el sentido de que se desvanecen en menos de dos trimestres. Es más, basta con incrementar levemente el valor de μ para que el desalineamiento sea desdeñable. Por otro lado, el precio de las viviendas está desalineado en menos de 1% en dos oportunidades: a inicios de 2003, y a inicios de la segunda mitad del decenio de 2000. En este último caso, P_t retorna a la banda en menos de seis trimestres.

⁶ El anexo B utiliza información de las encuestas de hogares sobre el tema de la vivienda, y muestra el componente demográfico detrás de la demanda de vivienda en los años últimos años.

Gráfica 3

ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA DE LARGO PLAZO DEL PRECIO DE LAS VIVIENDAS E IDENTIFICACIÓN DEL DESALINEAMIENTO DEL PRECIO DE LAS VIVIENDAS



Notas: la gráfica A muestra el logaritmo del precio de las viviendas en soles de 2009, así como la tendencia obtenida a partir del filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavizamiento $\lambda = 1,600$. La gráfica B muestra el logaritmo del precio de las viviendas en soles 2009, así como la tendencia obtenida de manera recursiva. Las gráficas C y D muestran el precio, las tendencias, y las bandas correspondientes a $\mu = 0.01$. La muestra abarca desde 1998t1 hasta 2011t4.

El panel B de la gráfica 3 compara el precio observado con la tendencia de largo plazo obtenida de manera recursiva, donde el tamaño inicial de la submuestra es $S = 24$. La tendencia recursiva se ubica por encima de la tendencia convencional del panel A hasta fines de 2005, y luego se sitúa por debajo de esta hasta fines de 2009. A partir de esa fecha, las diferencias entre ambas tendencias (la recursiva y la convencional) son imperceptibles. En el caso de la tendencia recursiva del panel B, se observan los mismos episodios de desalineamiento positivo que en el caso de la tendencia convencional. En el caso de la tendencia recursiva, sin embargo, existe adicionalmente un desalineamiento negativo en 2002.

Finalmente, se incluyen unos límites superior e inferior en el panel D de la gráfica 3 donde se asume que $\mu = 0.01$. Cuando las bandas corresponden a la tendencia recursiva, los episodios en los que ocurren los desalineamientos son similares a los observados en el panel C. No obstante, ahora P_t demora unos cuatro trimestres en retornar a la banda en el 2003.

4.2 Método multivariado

El sistema $[P_t, X_t]$ representado en 4 está cointegrado si existe un parámetro θ , tal que los errores ϵ_t son $I(0)$. El método de Phillips y Ouliaris (1990) requiere estimar la ecuación 4 mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y luego realizar una prueba de raíz unitaria sobre el residuo $\hat{\epsilon}_t = P_t - P_t^*$ para corroborar que es $I(0)$, donde $P_t^* = \hat{\theta}X_t$.⁷ La hipótesis nula de esta prueba es la ausencia de cointegración, mientras que la hipótesis alternativa es la presencia de cointegración. Por simplicidad, se asume que X_t no está cointegrado.⁸

Debido a que no se sabe con certeza cuál es la verdadera composición del vector X_t , se presentan nueve distintos casos en el cuadro

⁷ En primer lugar, se verifica que las variables de P_t y X_t contenidas en la ecuación 4 son $I(1)$ mediante la prueba de Dickey y Fuller (1979) y Phillips y Perron (1988). Para el caso de las variables P_t y el índice HER se utiliza adicionalmente la prueba de Zivot y Andrews (1992). Los resultados están disponibles a solicitud.

⁸ En esta sección no se evalúa si existe un vector de cointegración en presencia de quiebres estructurales. Perron (2006) discute que hay un argumento circular en las diversas pruebas disponibles, puesto que para que estas sean válidas, debe haber un cambio en la relación de cointegración, si la cointegración de hecho ocurre.

1, donde cada caso tiene una agrupación distinta de regresores X_i . En cada una de estas regresiones, no obstante, se mantiene el crédito hipotecario (como porcentaje del PIB) y la serie del índice HER como variables explicativas. Se incluye la primera variable, porque Kannan *et al.* (2011) muestran que un patrón recurrente en el ámbito internacional detrás de la subida del precio de las viviendas es el mayor crédito a las familias. Por su parte, el índice HER recoge de alguna manera la caída del precio desde inicios de la muestra hasta el 2006, y su inclusión es crucial para la existencia de un vector de cointegración.⁹ La selección de los regresores adicionales sigue la metodología de lo particular a lo general, y solamente permanecen en cada uno de los casos aquellas variables que son estadísticamente significativas.¹⁰

Cabe señalar que en ninguna especificación sobrevive la variable de demografía MY (coeficiente de adultos a jóvenes), a diferencia de, por ejemplo, Capozza *et al.* (2002); o la tasa de interés real, como en Stevenson (2008). Estos resultados parecen coincidir con Ortalo-Magne y Rady (1999) y Glaeser *et al.* (2010), quienes muestran que para el caso del Reino Unido son los jóvenes (y no los adultos) los que empujan el precio de las viviendas hacia arriba, y que el impacto de la tasa de interés real sobre el precio de las viviendas es insignificante, respectivamente.

El cuadro 1 muestra que el crédito hipotecario (como porcentaje del PIB) y el índice HER tienen un efecto positivo sobre el precio de las viviendas, como en Glindro *et al.* (2011); así como el índice de actividad económica o PIB, en línea con Glindro *et al.* (2011), Abraham y Hendershott (1996), Stevenson (2008) y Capozza *et al.* (2002). El financiamiento externo de corto y largo plazo (como porcentaje del PIB), también tiene un impacto positivo en el precio de las viviendas, en el espíritu de Aizenman y Jinjark (2009). El efecto del tipo de cambio real sobre el precio de las viviendas es positivo, como en

⁹ Debido a que la serie del índice HER del panel K de la gráfica 2 tiene periodicidad anual, se utiliza una variable alternativa de frecuencia trimestral que captura la tendencia decreciente del índice HER hasta el 2006, y luego creciente hasta 2011. La variable índice HER modificado es también de frecuencia trimestral, pero solamente captura la tendencia decreciente hasta el 2006 y a partir de allí permanece constante.

¹⁰ No se hace énfasis en los posibles problemas de endogeneidad de los regresores, porque el estimador de MCO es súper coherente en presencia de cointegración.

Glindro *et al.* (2011).¹¹ Por otro lado, los términos de intercambio, la capitalización del mercado bursátil (como porcentaje del PIB) y los costos de construcción tienen un efecto negativo sobre el precio de las viviendas.¹² Por supuesto, la última fila del cuadro 1 contiene la prueba de Phillips y Ouliaris (1990), que permite concluir que la serie de residuos $\hat{\epsilon}_t$ en todos los casos es $I(0)$.

Sin ánimos de seleccionar prematuramente la mejor especificación, se calcula P_t^* y se estima la ecuación 5 para cada una de las especificaciones del cuadro 1. En todos los casos, el coeficiente β es positivo, significativo, y estrictamente menor a la unidad. Por otro lado, el coeficiente que mide la persistencia de ΔP es estadísticamente igual a cero. En cada caso se computa $\mathbb{E}(\Delta P_t)$, que es la predicción del lado izquierdo de la ecuación 5. Esta predicción permite construir el desalineamiento cíclico, que es definido por Capozza *et al.* (2002) como $P_{t-1} + \mathbb{E}(\Delta P_t) - P_t^*$.

En la gráfica 4 se muestra el desalineamiento total (en barras verticales), y el componente cíclico (en línea sólida). Los paneles de la primera y segunda fila confirman la evidencia mostrada en la gráfica 3, en el sentido de que existe un desalineamiento positivo en el 2002, y hacia fines del decenio de 2000. Además, estas desviaciones no son transitorias, sino estructurales, y tienen un orden de magnitud

¹¹ El signo del coeficiente del tipo de cambio real es *ex ante* ambiguo, pues si bien Glindro *et al.* (2011) mencionan que una depreciación puede tener una influencia positiva sobre el precio de las viviendas, debido a la mayor demanda de no residentes con motivos de especulación, Klein y Rosengren (1994) sostienen que una depreciación del tipo de cambio real podría por el contrario favorecer la inversión directa extranjera en el país, y por lo tanto disminuir el precio de equilibrio de las viviendas al desplazar la curva de oferta a la derecha.

¹² El signo de los términos de intercambio debería ser en principio positivo, debido a que mayores términos de intercambio incrementan el valor del producto interno y, por consiguiente, el ingreso real de los hogares. No obstante, el efecto combinado de las variables que miden el ingreso real en las especificaciones 3 y 5 es 0.29 y 1.00, respectivamente, en línea con el efecto del índice PIB de las columnas 2 y 4, a saber, 0.24 y 1.00, respectivamente. Por otro lado, el signo del coeficiente de la capitalización del mercado bursátil (como porcentaje del PIB) es también ambiguo *ex ante*, pues es positivo cuando el efecto ingreso domina al efecto sustitución (los ganancias de los activos alternativos se destinan a la compra de viviendas y por lo tanto el precio de estas aumenta), y negativo de otro modo (cuando uno prioriza la inversión en los activos alternativos a las viviendas).

Cuadro 1

ESTIMACIÓN DEL VECTOR DE COINTEGRACIÓN

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Constante	7.11 ^c	6.04 ^c	5.81 ^c	1.88 ^c	1.93 ^c	0.41	-3.53 ^c	0.75	1.89
Hipotecario (% PIB)	0.47 ^c	0.30 ^c	0.19 ^b	0.65 ^c	0.51 ^c	0.72 ^c	0.33 ^b	0.36 ^c	0.53 ^c
Índice PIB		0.24 ^a	0.52 ^c	1.00 ^c	1.23 ^c	0.57 ^c	1.31 ^c	0.84 ^c	0.62 ^b
Términos de intercambio			-0.23 ^c		-0.23 ^b				
Índ. de costos de const.						0.68 ^b	0.95 ^c		
Capitalización (% PIB)							-0.24 ^c		
PEN largo plazo (% PIB)								0.07 ^c	0.06 ^c
PEN corto plazo (% PIB)									0.03 ^a
Tipo de cambio real									0.43 ^a
Índice HER	0.02 ^c	0.02 ^c	0.02 ^c						
Índice HER modificado				0.04 ^c	0.03 ^c	0.04 ^c	0.04 ^c	0.03 ^c	0.03 ^c
R ² ajustada	0.86	0.87	0.88	0.86	0.87	0.88	0.90	0.89	0.90
Akaike	-2.59	-2.65	-2.70	-2.59	-2.64	-2.68	-2.88	-2.79	-2.81
Estadístico τ	-4.94 ^c	-5.26 ^b	-5.60 ^b	-5.10 ^b	-5.42 ^b	-5.33 ^b	-6.50 ^b	-5.63 ^b	-6.07 ^b

Nota: Variable dependiente: P_t . PEN es la abreviatura para pasivos externos netos de las empresas bancarias. Todas las series se encuentran desestacionalizadas mediante el método Census X12, y están en logaritmos (excepto las series PEN y los índices HER). La serie de hipotecario (porcentaje del PIB) es en realidad la tendencia de largo plazo de la serie original, obtenida a partir del filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavización $\lambda = 1, 600$. Por otro lado, el estadístico τ permite el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990). ^a, ^b, y ^c denotan significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. La muestra abarca de 1998t1 hasta 2011t4.

Cuadro 2

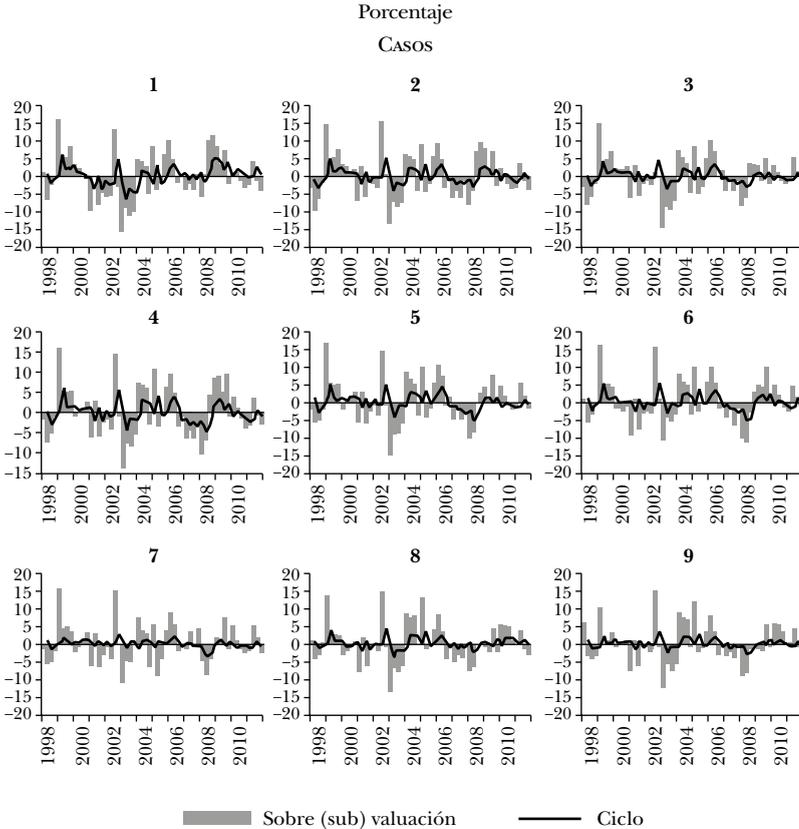
ESTIMACIÓN DE LA DINÁMICA DE CORTO PLAZO

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
ΔP_{t-1}	-0.01	0.05	0.08	0.04	0.06	-0.01	0.10	-0.02	-0.01
$(P_{t-1}^* - P_{t-1})$	0.62 ^c	0.74 ^c	0.83 ^c	0.69 ^c	0.77 ^c	0.70 ^c	0.97 ^c	0.72 ^c	0.79 ^c
ΔP_t^*	1.25 ^c	0.80 ^b	0.63 ^b	0.62 ^a	0.54 ^b	0.75 ^b	0.69 ^c	1.01 ^c	0.89 ^c
R ² ajustada	0.35	0.39	0.42	0.36	0.40	0.42	0.51	0.46	0.49

Nota: Variable dependiente: ΔP_t^a , y^b , y^c denotan significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. La muestra ajustada abarca desde 1998t3 hasta 2011t4.

Gráfica 4

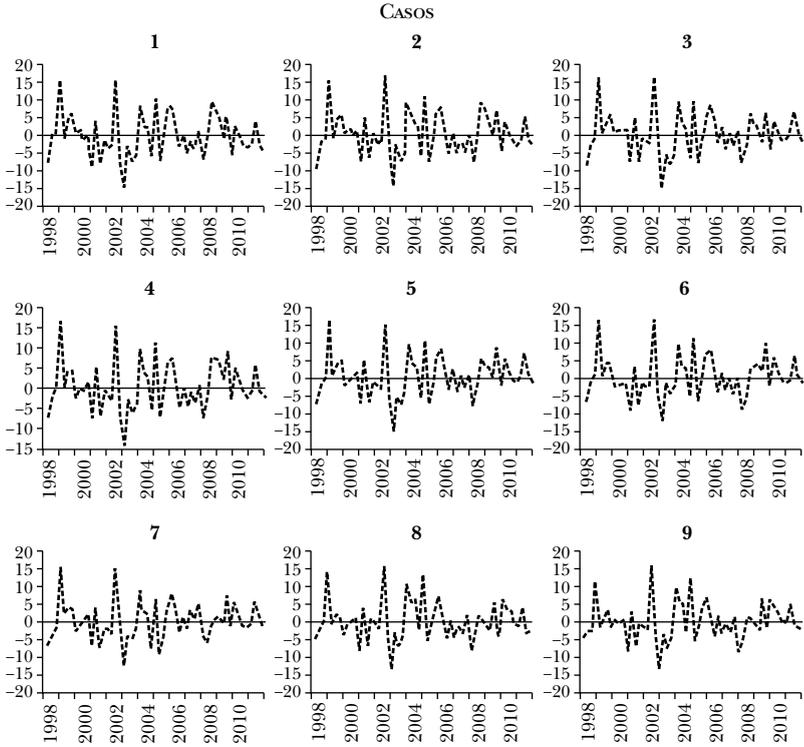
DESALINEAMIENTOS TOTAL Y CÍCLICO



Notas: las barras verticales representan el desalineamiento del precio observado de las viviendas respecto de su valor fundamental, es decir $(P_t - P_t^*)$, en porcentajes. Por otro lado, las líneas representan el componente cíclico de esta desviación, es decir $(P_{t-1} + \mathbb{E}(\Delta P_t) - P_t^*)$. Si la diferencia entre ambas es distinta de cero, entonces existe un desalineamiento estructural, de acuerdo con la terminología de Glindro *et al.* (2011). La muestra ajustada abarca desde 1998t2 hasta 2011t4.

Gráfica 5

DESALINEAMIENTO ESTRUCTURAL



Notas: las líneas discontinuas representan el desalineamiento estructural del precio de las viviendas respecto de su valor fundamental, es decir $[P_t + \mathbb{E}(\Delta P_t)]$, de acuerdo con la terminología de Glindro *et al.* (2011). La muestra ajustada abarca desde 1998t2 hasta 2011t4.

similar al encontrado por Cubeddu *et al.* (2012). Por último, los paneles de la tercera fila de la gráfica 5, que coinciden con las mejores especificaciones del cuadro 1, sugieren que hacia el final de la muestra el precio observado estaría muy cercano a su valor fundamental, en línea con los resultados obtenidos por BBVA (2012).

5. COMENTARIOS FINALES

Este trabajo cuantifica el desalineamiento del precio de las viviendas en Lima en los últimos decenios. Se utilizan dos métodos, a saber, univariado y multivariado. El primero de ellos descansa en la estimación de la tendencia de largo plazo, mediante el filtro de Hodrick-Prescott. Por su parte, el método multivariado permite incorporar variables macroeconómicas internas, como el ingreso real (índice PIB), el crédito hipotecario (como porcentaje del PIB), la tasa de interés real; y externas, como el financiamiento externo de corto y largo plazo de los bancos, los términos de intercambio y el tipo de cambio real.

Las estimaciones sugieren que el ingreso, el crédito hipotecario y el financiamiento externo son variables explicativas importantes del precio de las viviendas. Los resultados de los métodos univariado y multivariado coinciden en que hay un desalineamiento positivo notorio en el 2002 y hacia fines del decenio de 2000, aunque en ambos episodios, los desalineamientos son transitorios y se extinguen en pocos trimestres. En la actualidad, el precio observado se ubicaría cerca de sus fundamentos.

Los resultados obtenidos en este trabajo sugieren que es importante dar seguimiento no sólo a los factores determinantes internos del precio de las viviendas, sino también a los factores externos. Ciertamente, en el ámbito internacional, Ahearne *et al.* (2005), Claessens *et al.* (2011) y Kannan *et al.* (2011), encuentran que el precio de las viviendas en economías desarrolladas es procíclico, y que los episodios de elevado dinamismo del mercado de las viviendas han estado ligados típicamente a ciertas condiciones financieras como mayor disponibilidad de crédito, elevada liquidez internacional y desregulación financiera. Debido a que en economías desarrolladas hay una elevada interrelación entre los precios de los activos y el sector real de la economía, estos trabajos encuentran que las desaceleraciones del precio de las viviendas están acompañadas de caídas en

el consumo y la inversión en viviendas, que a la larga inciden negativamente sobre la actividad económica.

En el caso de economías emergentes, ¿es posible cuantificar los efectos del precio de las viviendas en el sector real? En este sentido, ¿cuáles son las implicancias de la posición de la política monetaria en el precio de las viviendas? Si bien estas preguntas han sido estudiadas en economías desarrolladas como la de EUA, ver por ejemplo Jarocinski y Smets (2008), es conveniente también buscar respuestas para el caso de Perú.

6. ANEXO

Anexo A: Precio de las viviendas

El BCRP recolecta mensualmente información de los precios de las viviendas a partir de una muestra aleatoria de inmuebles puestos a la venta en distritos del nivel socioeconómico medio y alto que representan el 5.6% del área total de Lima Metropolitana (ver cuadro 3). Para tal fin, el BCRP realiza llamadas telefónicas a los anuncios de ventas de inmuebles del diario local de mayor circulación. A continuación el BCRP toma la mediana de las observaciones, con el fin de deshacerse de los valores infrecuentes o extremos. El dato oficial publicado es trimestral, por lo que cada cifra reportada es el promedio de las medianas mensuales.¹³

La gráfica 6 muestra que la mayoría de distritos incluidos en el cuadro 3 está ubicada cerca del océano Pacífico. A excepción de La Molina y Santiago de Surco, los distritos del cuadro 3 tienen las más pequeñas áreas de Lima Metropolitana (en kilómetros cuadrados), aunque en general los distritos incluidos en el cuadro 3 tienen una alta densidad poblacional.

Asimismo, la cantidad de tierra no urbanizable en los diez distritos incluidos en el cuadro 3 es escasa. De hecho, el atractivo intrínseco de Miraflores o San Isidro ha motivado su crecimiento vertical en los años, por lo que algunas de las últimas propiedades residenciales más caras pueden encontrarse en estos dos distritos.

¹³ El método expuesto no corrige necesariamente por la calidad de los inmuebles (llámense mejoras o refacciones en los inmuebles) y no distingue entre inmuebles de estreno o de segundo uso. La descripción completa del procedimiento y otra información útil acerca de los precios de las viviendas en Lima puede encontrarse en BCRP (2010).

Cuadro 3

**MUESTRA DE DISTRITOS ENCUESTADOS POR EL BCRP
EN LIMA METROPOLITANA**

<i>Distrito</i>	<i>Área(km²)</i>	<i>Part. (% área Lima)</i>	<i>Densidad (hab. km²)</i>
Jesús María	4.6	0.2	15,616
La Molina	65.8	2.3	2,398
Lince	3.0	0.1	17,479
Magdalena del Mar	3.6	0.1	15,065
Miraflores	9.6	0.3	8,781
Pueblo Libre	4.4	0.2	17,589
San Borja	10.0	0.4	11,202
San Isidro	11.1	0.4	5,096
San Miguel	10.7	0.4	12,601
Santiago de Surco	34.8	1.2	9,408
Total	157.5	5.6	7,162

Nota: La tercera columna indica el tamaño relativo de cada distrito en relación con el área total de Lima Metropolitana. Por su parte, la densidad poblacional corresponde al año 2012. Fuente: INEI.

Finalmente, cabe mencionar que, por construcción, el precio de las viviendas reportado en los paneles A o B de la gráfica 1 de la sección 1 se encuentra sobre la curva de oferta del mercado de viviendas. Sin embargo, en la sección 2 se asume por conveniencia que el precio de las viviendas en la gráfica 1 es un precio de equilibrio.

Anexo B: Encuesta de hogares

El panel A de la gráfica 7 muestra el total de hogares de Lima Metropolitana.¹⁴ Parte del incremento observado en este panel tiene que ver con el crecimiento natural de la población, pero otra parte está

¹⁴ Lima Metropolitana considera a la provincia de Lima y la provincia Constitucional del Callao. Ver la gráfica 6 para mayor información acerca de la ubicación geográfica de la provincia del Callao.

Gráfica 6

MAPAS DE PERÚ Y LIMA METROPOLITANA

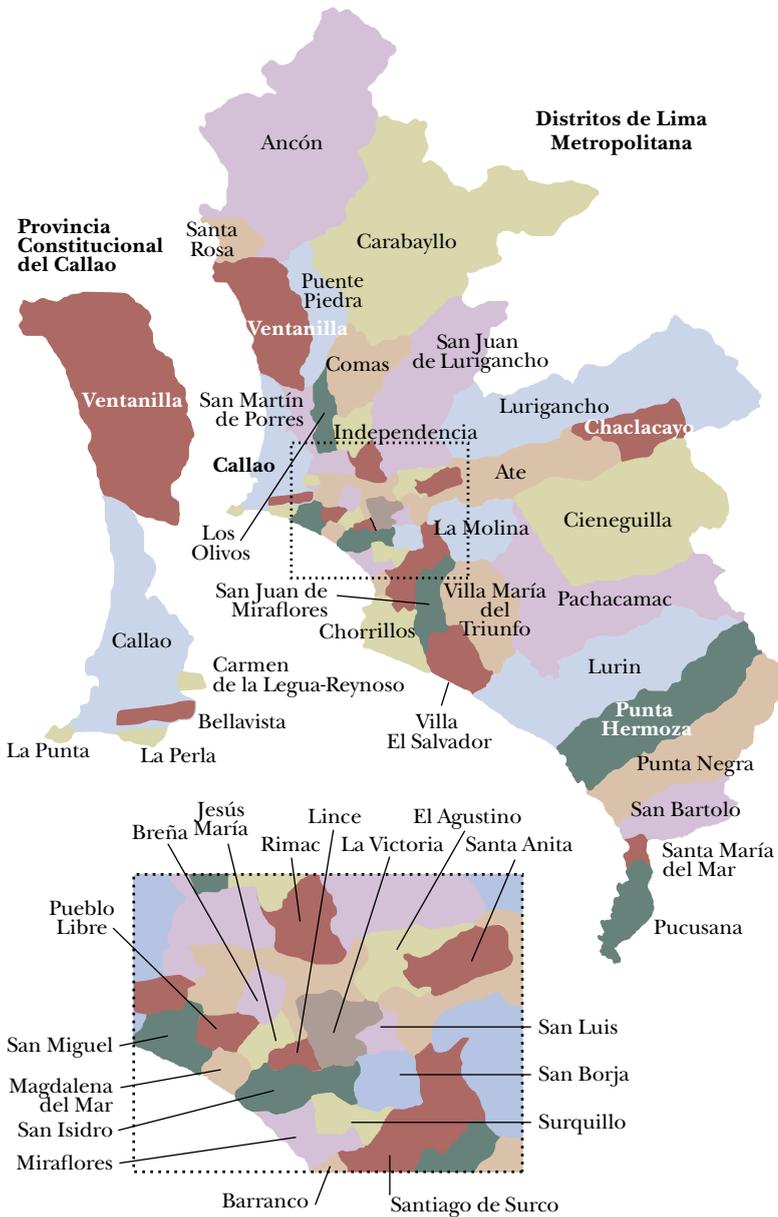
A. PERÚ



Gráfica 6

MAPAS DE PERÚ Y LIMA METROPOLITANA

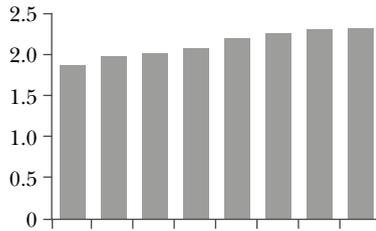
B. LIMA



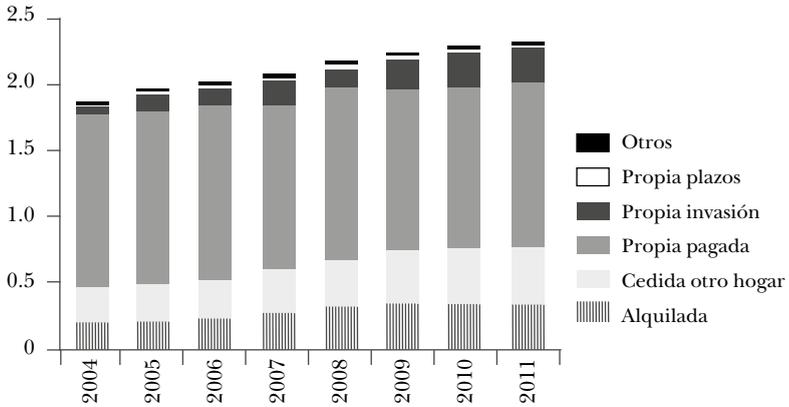
Gráfica 7

VIVIENDA EN LIMA METROPOLITANA, 2004-2011

A. NÚMERO DE HOGARES (millones)



B. NÚMERO DE HOGARES, SEGÚN LA TENENCIA DE LA VIVIENDA QUE REPORTA EL JEFE DE HOGAR (millones)



Nota: Las categorías indican la situación de la vivienda que habita el hogar, es decir si la vivienda es alquilada, cedida por otro hogar, propia y completamente pagada, propia por invasión, o propia y pagada a plazos, entre otros.

relacionada con el fenómeno de migración interna hacia Lima Metropolitana. En todo caso, el crecimiento del número de hogares significa en principio una mayor demanda por viviendas.

El panel B de la gráfica 7 muestra la situación de la vivienda de los hogares en Lima Metropolitana.¹⁵ El módulo de vivienda de la ENAHO le pregunta a los jefes de hogar cuál es la situación de su vivienda. La vivienda en la que vive el hogar puede ser alquilada, cedida por otro hogar o institución, propia y completamente pagada, propia por invasión, propia y comprada a plazos, entre otras categorías. El panel B muestra que los hogares en Lima Metropolitana son mayoritariamente propietarios de sus viviendas. Asimismo, solamente una pequeña fracción de los hogares compra su vivienda a plazos. No obstante, esta fracción adquiere notoriedad desde el 2008, en línea con el mayor dinamismo del crédito hipotecario que se observa a partir de ese año en el panel B de la gráfica 2.

Bibliografía

- Abraham, J., y P. Hendershott (1996), “Bubbles in Metropolitan Housing Markets”, *Journal of Housing Research*, vol. 7, num. 2, pp. 191-207.
- Ahearne, A., J. Ammer, B. Doyle, L. Kole, y R. Martin (2005), *House Prices and Monetary Policy: A Cross-country Study*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, núm. 841.
- Aizenman, J., y Y. Jinjark (2009), “Current Account Patterns and National Real Estate Markets”, *Journal of Urban Economics*, vol. 66, núm. 2, pp. 75-89.
- Arce, O., y D. López Salido (2011), “Housing Bubbles”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3, núm. 1, pp. 212-241.

¹⁵ Se entiende por hogar aquel grupo familiar que comparte las comidas principales del día, mientras que la vivienda es el espacio físico claramente delimitado (por ejemplo, una casa o departamento). Ver Orrego (2012) para una descripción de la situación de la tenencia de vivienda en Lima Metropolitana de acuerdo con la edad del jefe de hogar y el nivel de ingresos del jefe del hogar.

- BBVA (2012), *Situación Perú: Análisis económico, tercer trimestre*, BBVA Report.
- Banco Central de Reserva del Perú (2010), “*Indicadores del mercado inmobiliario*”, BCRP Report, núm. 55.
- Brunnermeier, M. (2008), “Bubbles”, en Steven N. Durlauf y Lawrence E. Blume (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, segunda edición.
- Capozza, D., P. Hendershott, C. Mack, y C. Mayer (2002), “*Determinants of Real House Price Dynamics*”, NBER Working Papers, núm. 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*, vol. 32, núm. 1, pp. 1-32.
- Claessens, S., M. Kose, y M. Terrones (2011), *Financial cycles: What? How? When?*, FMI Working Papers, núm. 76.
- Cubeddu, L., C. Tovar y E. Tsounta (2012), *Latin America: Vulnerabilities under Construction*, FMI Working Papers, núm. 193.
- Dickey, D., y W. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, núm. 366, pp. 427-431.
- Eyzaguirre, H., y C. Calderon (2003), *El mercado del crédito hipotecario de Perú*, BID Working Papers, núm. 497.
- Favilukis, J., D. Kohn, S. Ludvigson, y S. Van Nieuwerburgh (2011), *International Capital Flows and House Prices: Theory and Evidence*, mimeo, NYU.
- Geanakoplos J., M. Magill, y M. Quinzii (2004), “Demography and the Long-run Predictability of the Stock Market”, *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 1, pp. 241-307.
- Glaeser, E., J. Gottlieb, y J. Gyourko (2010), *Can Cheap Credit Explain the Housing Boom?*, NBER Working Papers, núm. 16230.
- Glindro, E., T. Subhanij, J. Szeto, y H. Zhu (2011), “Determinants of House Prices in Nine Asia-Pacific Economies”, *International Journal of Central Banking*, vol. 7, núm. 3, pp. 163-204.
- Guay, A., y P. St-Amant (2005), “Do the Hodrick-Prescott and Baxter-King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?”, *Annales D’Economie et de Statistique*, vol. 77, pp. 133-156.

- Guarkaynak, R. (2008), “Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, núm.1, pp. 166-86.
- Jarocinski, M., y F. Smets (2008), “House Prices and the Stance of Monetary Policy”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 90, núm. 4, pp. 339-365.
- Kannan, P., P. Rabanal, y A. Scott (2011), “Recurring Patterns in the Run-up to House Price Busts”, *Applied Economics Letters*, vol. 18, núm. 2, pp. 107-113
- Klein, M., y E. Rosengren (1994), “The Real Exchange Rate and Foreign Direct Investment in the United States: Relative Wealth vs. Relative Wage Effects”, *Journal of International Economics*, vol. 36, núm. 3-4, pp. 373-389.
- Laibson, D., y J. Mollerstrom (2010), *Capital Flows, Consumption Booms and Asset Bubbles: A Behavioural Alternative to the Saving Glut Hypothesis*, NBER Working Papers, núm. 15759.
- Mendoza, E., V. Quadrini, y J. Ríos-Rull (2007), *Financial Integration, Financial Deepness and Global Imbalances*, NBER Working Papers, núm. 12909.
- Modigliani F., y R. Brumberg (1954), “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data”, en K. K. Kurihana (ed.), *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press, pp. 388-436.
- Orrego, F. (2009), *Una nota sobre el crecimiento del crédito al sector privado en el Perú*, BCRP, Documentos de Trabajo, núm. 2009-002.
- Orrego, F. (2012), “La situación de la tendencia de vivienda en el Perú”, *Moneda*, núm. 152, pp. 44-47.
- Ortalo-Magne, F., y S. Rady (1999), “Boom in, Bust out: Young Households and the Housing Price Cycle”, *European Economic Review*, vol. 43, pp. 755-766.
- Perron, P. (2006), “Dealing with Structural Breaks”, en K. Patterson y T. C. Mills (ed.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, vol. 1: Econometric Theory, Palgrave Macmillan Press, pp. 278-352.
- Phillips, P., y S. Ouliaris (1990), “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration”, *Econometrica*, vol. 58, núm.1, pp. 165-193.
- Phillips, P., y P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, núm. 2, pp. 335-346.

- Scherbina, A. (2013), *Asset Price Bubbles: A Selective Survey*, FMI Working Papers, núm. 45.
- Stevenson, S. (2008), “Modeling Housing Market Fundamentals: Empirical Evidence of Extreme Market Conditions”, *Real Estate Economics*, vol. 36, núm. 1, pp. 1-29.
- Zivot, E., y D. Andrews (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock and the Unit-root Hypotesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, núm. 3, pp. 251-270.

