



Precios de viviendas en Lima

FABRIZIO ORREGO*

En este trabajo se estima la relación de equilibrio entre el precio de las viviendas en Lima (por m²) y sus fundamentos macroeconómicos desde 1998.I hasta 2013.IV. Los términos de intercambio, la cuenta corriente, el crédito hipotecario, el índice de imperio de la ley, la demografía y la capitalización bursátil resultan factores explicativos significativos y con los signos esperados. Luego, con el fin de evaluar si el precio de las viviendas se ha encontrado desalineado con respecto a sus fundamentos, construimos 10,000 secuencias de precios de equilibrio de las viviendas, a partir del remuestreo de la relación de equilibrio estimada. La evidencia muestra que el precio de las viviendas no se habría encontrado desalineado con respecto a sus fundamentos, a pesar del incremento observado durante los últimos años.

Palabras Clave : Precios de viviendas, hipotecas, desalineamiento.

Clasificación JEL : C53, E44.

En los últimos años, el precio por m² de las viviendas en las áreas urbanas de Lima ha escalado a niveles sin precedentes. El panel (a) del Gráfico 1 (p. 48) muestra que, de acuerdo con la información recopilada por el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP), el precio promedio desestacionalizado por m² en Lima subió de US\$ 521 dólares a fines de 2006 a US\$ 1,838 dólares a fines de 2013. Por su parte, el panel (b) sugiere que el precio en dólares se ha venido incrementado a un promedio de 20% anual en los últimos años. Los paneles (c) y (d) del Gráfico 1 muestran información similar, aunque en soles de 2009.¹

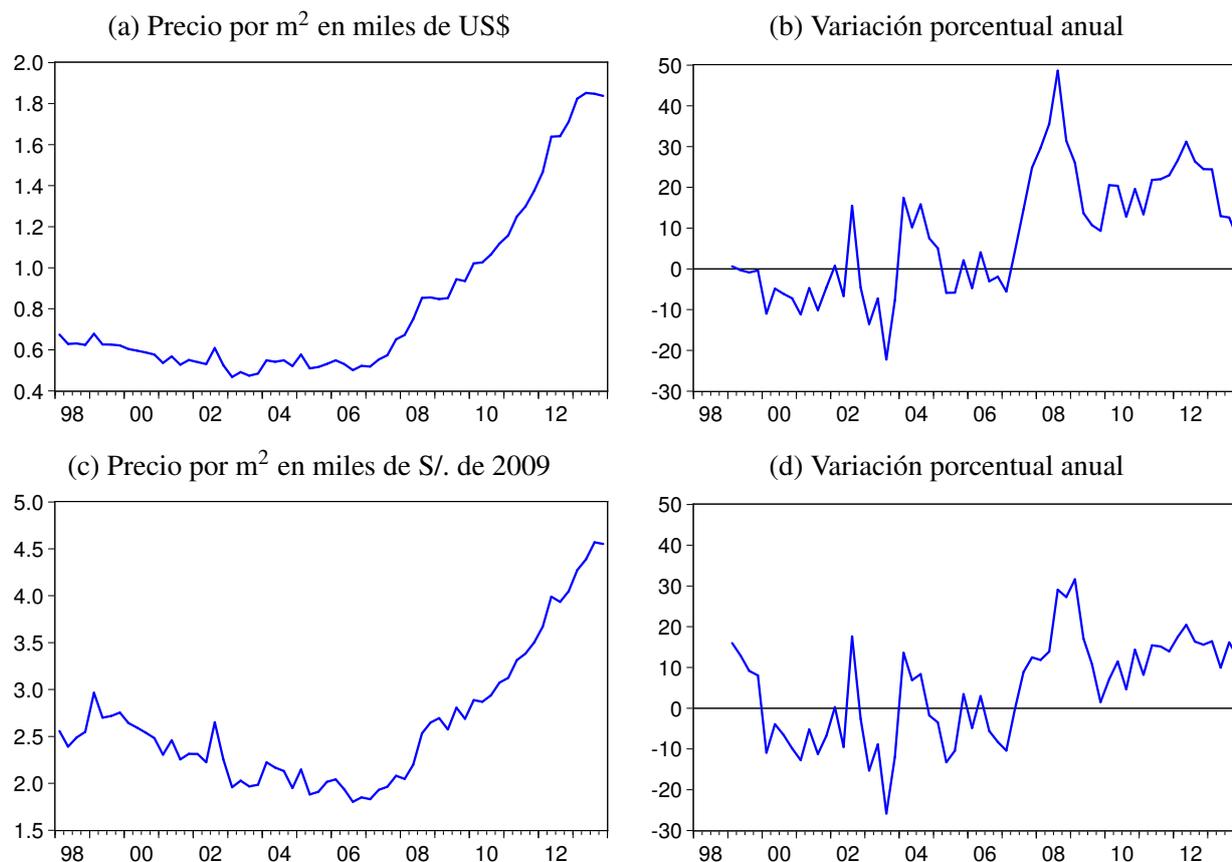
Debido a la tendencia creciente en el precio por m² de las viviendas, no es sorprendente que la profesión y los medios no especializados se pregunten si la situación actual es una fuente de preocupación. ¿Está el aumento del precio explicado por fundamentos económicos? ¿Cuán alejado se encuentra el precio de las viviendas de su tendencia de largo plazo? En este trabajo abordamos formalmente estas preguntas.

En primer lugar, entre 1998.I y 2013.IV encontramos una relación de equilibrio (vector de cointegración) entre el precio por m² y algunos determinantes macroeconómicos como la capitalización

* Gerencia de Política Monetaria, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú y Universidad de Piura - Campus Lima. Teléfono: (+511) 613-2000 (email: fabrizio.orrego@bcrp.gob.pe).

Agradezco los comentarios recibidos en el XXX Encuentro de Economistas del BCRP, la XVII Reunión Anual de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA (Montevideo) y el Seminario de Investigación Económica del BCRP. En particular, agradezco las sugerencias de César Carrera, Paul Castillo, César Del Castillo, Nobuhiro Kiyotaki, Jorge Muñoz, Fernando Perez-Forero, Jorge Ponce, Daniel Sámano, Lucy Vallejos, Julio Villavicencio, Marco Vega y Diego Winkelried.

¹ En el Perú, los inmuebles se transan típicamente en dólares americanos. Sin embargo, debido a que los precios en dólares están influenciados por las variaciones del tipo de cambio nominal y la inflación doméstica, el Gráfico 1 contiene información en dólares corrientes y soles de 2009.

GRÁFICO 1. Precio de las viviendas en Lima, 1998 - 2013

FUENTE: BCRP.

NOTAS: Las series de los paneles (a) y (c) están desestacionalizadas mediante el método Census X12. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

bursátil, la cuenta corriente, el crédito hipotecario, la demografía, el índice de imperio de la ley y los términos de intercambio. El vector de cointegración estimado con la técnica de FMOLS (Mínimos Cuadrados Ordinarios Modificados, por sus siglas en inglés) de Phillips y Hansen (1990) es útil para construir el precio por m² de equilibrio.

A continuación, evaluamos si el precio observado se encuentra desalineado con respecto al precio de equilibrio. A diferencia de Glindro y otros (2011), nosotros no comparamos el precio observado con una realización particular del precio de equilibrio, sino con diversos percentiles de la distribución no paramétrica de 10,000 precios de equilibrio obtenidos mediante el remuestreo del vector de cointegración *à la* Chang y otros (2006). A partir de esta comparación, observamos que si bien el precio por m² de las viviendas ha venido subiendo sostenidamente en los últimos años, no hay evidencia de un desalineamiento respecto de sus fundamentos macroeconómicos.

Por supuesto, este trabajo no es el primero en notar la subida reciente del precio de las viviendas en Lima. BCRP (2010) discute que a pesar del incremento, el ratio precio-alquiler se mantiene dentro del rango comúnmente utilizado en la literatura para describir situaciones normales. Asimismo, BBVA (2012) estima que el precio observado de las viviendas no está muy alejado de su valor fundamental. Por otro lado, Cubeddu y otros (2012) encuentran que los precios se han desviado de su nivel de equilibrio en 6% entre 1998.III y 2011.II y que, en general, los signos de sobrevaluación han sido modestos.

Este estudio contribuye con la vasta literatura que evalúa si el precio de las viviendas está explicado

por los fundamentos de la economía, como por ejemplo Abraham y Hendershott (1996), Capozza y otros (2002), Capozza y otros (2004), Stevenson (2008) y Cubeddu y otros (2012). Estos trabajos incluyen modelos uniecuacionales que explican el precio de las viviendas a partir de determinantes que son típicamente de origen interno, como la demografía, la tasa de interés y el PBI real. No obstante, recientemente se han comenzado a incluir determinantes de origen externo, como los términos de intercambio o la cuenta corriente, como por ejemplo en Mendoza y otros (2007), Aizenman y Jinjarak (2009) y Glindro y otros (2011). Esto ocurre porque las entradas de capitales alimentan la demanda de activos, incluyendo bienes raíces. Sin embargo, estas nuevas teorías están sujetas a críticas, pues Laibson y Mollerstrom (2010) demuestran que las mayores entradas de capitales en EEUU no tuvieron un impacto significativo en la inversión, sino en el consumo.

En el presente estudio hacemos énfasis en los desalineamientos del precio por m² de las viviendas, pero evitamos, sin embargo, referirnos a la existencia o no 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 qué es una burbuja, como por ejemplo en Brunnermeier (2008) y Arce y Lopez Salido (2011), en la práctica no existe un consenso acerca de cómo identificar una burbuja en los datos con herramientas de econometría.

En la sección 1 discutimos la metodología. En la sección 2 mostramos la evidencia empírica. En la sección 3 exponemos los resultados. En la sección 4 presentamos los comentarios finales.

1 METODOLOGÍA

Asumimos que hay una relación entre p_t , el logaritmo del precio por m² de las viviendas, y \mathbf{x}_t , que es un vector de k variables macroeconómicas. Este vector \mathbf{x}_t contiene variables de demanda (PBI real per cápita, demografía, empleo, tasas de interés reales y el ratio de créditos hipotecarios como porcentaje del PBI), variables de oferta (costos de construcción), rendimiento de activos alternativos (capitalización bursátil como porcentaje del PBI), indicadores del sector externo (tipo de cambio real, términos de intercambio, pasivos externos netos de las empresas bancarias y la cuenta corriente de la balanza de pagos) y factores institucionales (el índice de imperio de la ley).

Básicamente, si tanto p_t como \mathbf{x}_t son $I(1)$, el ejercicio consiste en hallar un vector de cointegración $\beta = (1, -\beta_1, \dots, -\beta_k)'$ de tamaño $(k + 1) \times 1$ que relaciona el logaritmo del precio por m² de las viviendas p_t y el vector de determinantes \mathbf{x}_t , tal que la combinación lineal es $I(0)$:

$$p_t - \beta_1 x_{1,t} - \beta_2 x_{2,t} - \dots - \beta_k x_{k,t} \sim I(0), \quad (1)$$

o, alternativamente,

$$p_t = \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} + u_t, \quad (2)$$

donde $u_t \sim I(0)$. Luego, el precio de equilibrio está definido como

$$\bar{p}_t = \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_k x_{k,t}. \quad (3)$$

En línea con Capozza y otros (2002), el precio fundamental por m² de las viviendas está determinado por las condiciones macroeconómicas y arreglos institucionales de la economía. Cabe resaltar que en la ecuación (2) no hay necesariamente una causalidad de \mathbf{x}_t hacia p_t .

Finalmente, con el objetivo de estudiar si el precio por m² observado de las viviendas se encuentra desalineado con respecto a sus fundamentos, comparamos el precio por m² observado de las viviendas

y diversos percentiles de la distribución del precio por m² de equilibrio. Para este fin, construimos la distribución no paramétrica del precio por m² de equilibrio a partir del remuestreo del vector de cointegración *à lo* Chang y otros (2006). Los pasos del remuestreo son:

1. Estimamos el vector $\hat{\beta} = (1, -\hat{\beta}_1, \dots, -\hat{\beta}_k)'$ mediante el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990) y obtenemos

$$\hat{u}_t = p_t - \hat{\beta}_1 x_{1,t} - \hat{\beta}_2 x_{2,t} - \dots - \hat{\beta}_k x_{k,t}.$$

2. Definimos $w_t = (\hat{u}_t, v_t)'$, donde $v_t = \Delta x_t$. Estimamos el VAR(q) de w_t :

$$w_t = \Phi_1 w_{t-1} + \dots + \Phi_q w_{t-q} + e_t$$

y obtenemos los residuos \hat{e}_t . El orden q del VAR debe satisfacer el supuesto 3.1 de Chang y otros (2006). En nuestro caso, con $n = 64$ tenemos que $q = 2$.

3. Obtenemos ϵ_t^* a partir de un muestreo aleatorio con reemplazo de los residuos centrados:

$$\hat{e}_t - \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \hat{e}_s,$$

y construimos las muestras w_t^* recursivamente:

$$w_t^* = \hat{\Phi}_1 w_{t-1}^* + \dots + \hat{\Phi}_q w_{t-q}^* + \epsilon_t^*,$$

dados los valores iniciales $w_t^* = w_t$ para $t = 0, \dots, q - 1$. Este paso equivale al remuestreo tipo *sieve* de Buhlmann (1997).

4. Particionamos $w_t^* = (u_t^*, v_t^*)'$ de manera análoga a w_t . Obtenemos las muestras x_t^* integrando v_t^* , esto es, $x_t^* = x_0^* + \sum_{k=1}^t v_k^*$ con $x_0^* = x_0$ y generamos las muestras p_t^* con

$$p_t^* = \hat{\beta}_1 x_{1,t}^* + \hat{\beta}_2 x_{2,t}^* + \dots + \hat{\beta}_k x_{k,t}^* + u_t^*,$$

donde el estimado $\hat{\beta}$ de β es el mismo que utilizamos en el paso 1.

Utilizamos 10,000 replicas de x_t^* y p_t^* para construir 10,000 secuencias de \bar{p}_t . En cada momento t , tomamos los percentiles 5, 10, 20, 80, 90 y 95 de la distribución de \bar{p}_t y de esta manera obtenemos las series de tiempo de estos percentiles.

2 DATOS

El Gráfico 2 (p. 53) contiene las series de tiempo p_t y x_t que se utilizan para estimar el vector β de la ecuación (2). Las series están desestacionalizadas con el método Census X12. La información es trimestral y está disponible desde 1998.I hasta 2013.IV.

- **Capitalización bursátil (% del PBI).** El panel (a) muestra la capitalización bursátil de la Bolsa de Valores de Lima (BVL), como porcentaje del PBI. La capitalización bursátil corresponde al valor de mercado de las empresas inscritas en la BVL. La serie original de capitalización bursátil tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El PBI está en millones

de soles y tiene frecuencia trimestral. El signo esperado es negativo si la inversión en la BVL representa una alternativa frente a la adquisición de viviendas o positivo si la capitalización bursátil genera un efecto riqueza importante. Fuente: BCRP.

- **Crédito hipotecario total (% del PBI).** El panel (b) muestra las colocaciones brutas totales de las empresas bancarias a los hogares para financiar viviendas, como porcentaje del PBI. El numerador es la suma de las colocaciones brutas en moneda nacional y moneda extranjera (estas últimas están expresadas en moneda nacional a un tipo de cambio constante de S/. 2.80 de diciembre de 2013). La serie de crédito hipotecario total tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado es positivo debido a que el crédito hipotecario es una fuente de financiamiento para la adquisición de viviendas. Fuente: SBS y BCRP.
- **Cuenta corriente (% del PBI).** El panel (c) muestra la balanza en cuenta corriente de la balanza de pagos como porcentaje del PBI. Tanto el numerador como el denominador se encuentran en dólares y tienen frecuencia trimestral. El ratio es negativo cuando hay déficit en la cuenta corriente y positivo de otro modo. De esta manera, el signo esperado del coeficiente es negativo, pues un superávit implica una menor entrada de fondos del exterior que presiona a la baja el precio de las viviendas. Fuente: BCRP.
- **Pasivos externos netos (% del PBI).** El panel (d) muestra los pasivos externos netos de largo plazo (con vencimiento mayor a un año) y corto plazo (con vencimiento menor a un año) de las empresas bancarias como porcentaje del PBI. La serie original de pasivos externos netos tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado del coeficiente es positivo, pues un mayor fondeo del exterior está relacionado con mayores precios de las viviendas. Fuente: BCRP.
- **Indices de costos de construcción (1994 = 100).** La serie histórica del índice de costos de construcción del panel (e) recopila información de los principales insumos utilizados en la construcción. La serie original del índice de costos tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. También se consideran los índices de costos de ladrillo y cemento. El signo esperado es positivo, pues un mayor costo de insumos podría trasladarse a un mayor precio de las viviendas. Fuente: INEI.
- **Indices de empleo (2010 = 100).** El panel (f) muestra los índices de empleo de empresas de 10 a más trabajadores y 100 a más trabajadores en Lima Metropolitana. Las series originales de los índices de empleo tienen frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado es positivo. Fuente: BCRP.
- **Índice imperio de la ley.** El panel (g) muestra el índice del imperio de la ley (IL) publicado anualmente por la Fundación Heritage desde 1995. Este índice IL le otorga puntaje de 0 a 100, donde 100 es el máximo puntaje, a los derechos de propiedad y la ausencia de corrupción. La serie ha sido trimestralizada utilizando métodos estadísticos estándares. Esta serie se interpreta como una *proxy* del grado de desarrollo de las instituciones en el país. Por lo tanto, el signo esperado es positivo.
- **Indices términos de intercambio (2007 = 100).** El panel (h) contiene el índice de los términos de intercambio, así como los índices de precios de exportaciones e importaciones. Las series originales tienen frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado de los términos de intercambio es positivo, debido al efecto riqueza que está asociado con mayores precios de las viviendas. Lo mismo ocurriría con el índice del precio de exportaciones. Sin embargo, el signo esperado del índice del precio de importaciones sería negativo. Fuente: BCRP.
- **Índice tipo de cambio real bilateral (2009 = 100).** El panel (i) muestra el índice de tipo de cambio real bilateral. La serie original del índice de tipo de cambio real tiene frecuencia mensual y los datos

trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo del tipo de cambio real es ambigüo. Por un lado, un mayor tipo de cambio encarece el precio de los insumos importados y por lo tanto el precio de las viviendas. No obstante, un tipo de cambio más alto está relacionado con una salida de capitales al exterior y por lo tanto con un menor precio de las viviendas. Fuente: BCRP.

- **Ingresos reales.** El panel (j) muestra el ratio de PBI real (soles de 1994) entre el total de la población en el país, es decir, el PBI per cápita. La serie original de población tiene frecuencia anual y ha sido trimestralizada utilizando métodos estadísticos estándares. Por otro lado, la línea continua en el panel (j) muestra el ingreso mensual en Lima Metropolitana (soles de 2009). La serie original del ingreso mensual tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. En ambos casos, el signo esperado del coeficiente es positivo. Fuente: BCRP e INEI.
- **Rentabilidad real de fondo de pensiones (%).** El panel (k) muestra la rentabilidad real (%) del fondo tipo 2 del sistema privado de pensiones. La serie original de rentabilidad real tiene frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado es negativo o positivo, por las mismas razones que la variable de capitalización bursátil (% del PBI). Fuente: BCRP.
- **Tasas de interés hipotecarias (%).** Los paneles (l) y (m) muestran las tasas de interés hipotecarias reales anuales en dólares y soles, respectivamente. Las tasas reales ex post son iguales a las tasas nominales menos la inflación realizada. Las tasas reales ex ante consideran la inflación esperada. Las series originales de tasas de interés tienen frecuencia mensual y los datos trimestrales son promedios simples de los datos mensuales. El signo esperado en este caso es negativo. Fuente: BCRP.
- **Estadístico de demografía (%).** El panel (n) muestra la variación anual (%) del estadístico YM, que es la relación entre la población entre 20 y 40 años de edad, respecto de la población entre 40 y 60 años de edad. El numerador mide el número de personas que típicamente adquieren vivienda.² Por lo tanto, una alta proporción de adultos puede presionar los precios de las viviendas hacia arriba. Después de todo, las personas que buscan una vivienda son típicamente adultas. El signo esperado del coeficiente que acompaña a esta variable es positivo. Fuente: INEI.
- **Precio de las viviendas (S/. de 2009).** El panel (ñ) muestra las series del precio por m² de las viviendas del CAPECO y BCRP en soles de 2009. La serie del BCRP es trimestral y corresponde al precio de inmuebles puestos a la venta en distritos del nivel socioeconómico medio y alto que representan el 4.6% del área total de Lima Metropolitana (ver el Cuadro 1, p. 54). El BCRP realiza llamadas telefónicas a los anuncios de ventas de inmuebles del diario local de mayor circulación y el dato oficial es la mediana de las observaciones.

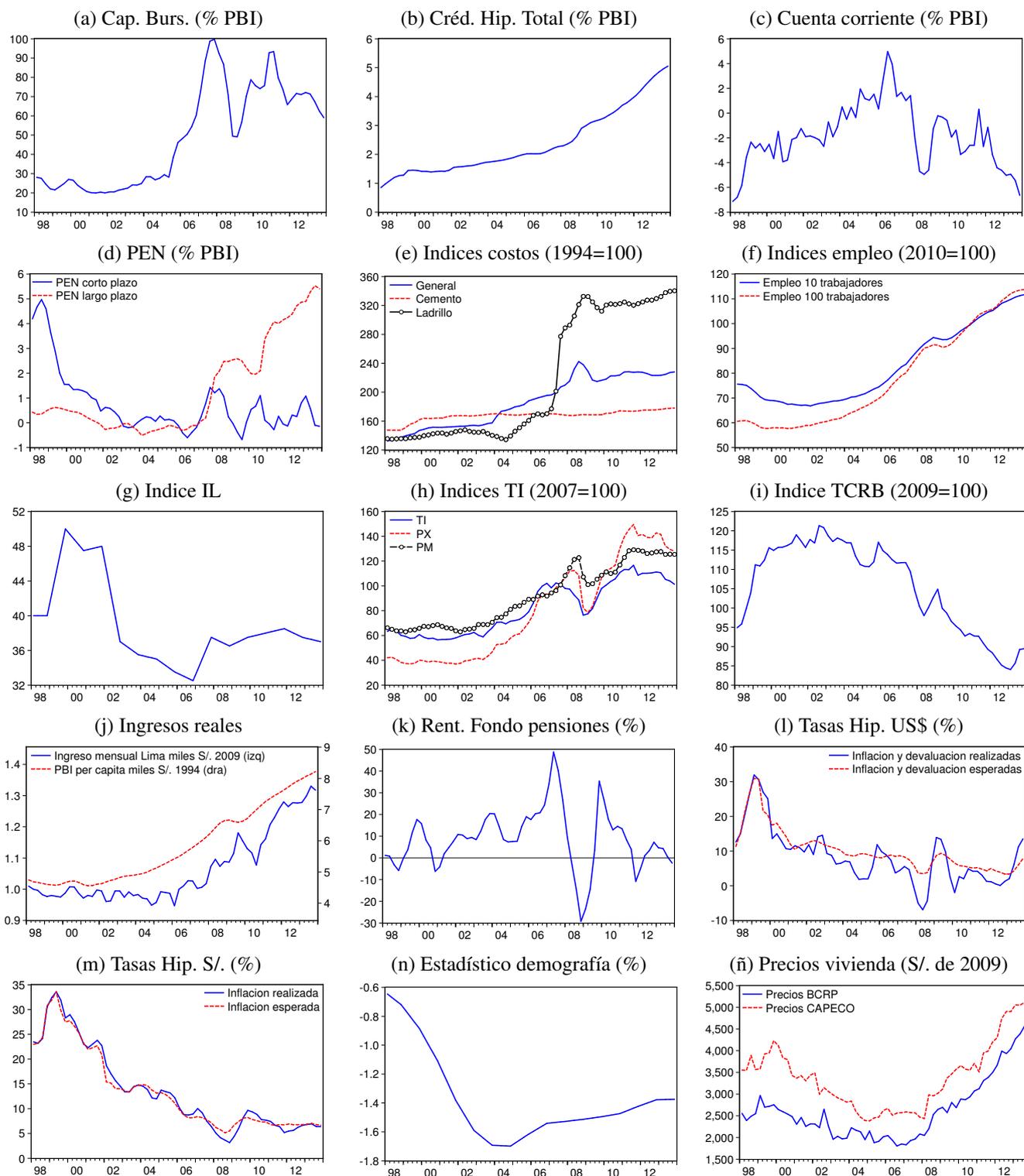
Por su parte, la serie de CAPECO es anual y corresponde al promedio de los precios de los distritos evaluados por el BCRP. Por simplicidad, asumimos que la trimestralización sigue el comportamiento del PBI del sector construcción. Fuente: CAPECO y BCRP.³

Es conveniente señalar que, por construcción, el precio de las viviendas reportado en el Gráfico 1 se encuentra sobre la curva de oferta de viviendas. Sin embargo, en este trabajo asumimos por conveniencia que el precio de las viviendas reportado es tal que la oferta de viviendas es igual a la demanda de viviendas.

Finalmente, el Cuadro 2 (p. 54) contiene las estadísticas descriptivas de las series macroeconómicas utilizadas en la estimación del vector de cointegración.

² Orrego (2012) 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 últimos años.

³ El método del BCRP 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 utilizado por el BCRP y otra información útil acerca de los precios de las viviendas en Lima puede encontrarse en BCRP (2010).

GRÁFICO 2. Variables macroeconómicas (desestacionalizadas)

FUENTES: BCRP, INEI, Fundación Heritage, SBS y CAPECO.

CUADRO 1. *Muestra de distritos encuestados por el BCRP en Lima*

Distrito	Area (km ²)	% del área de Lima	Densidad en 2012 (habitantes por km ²)
La Molina	65.8	2.3	2,398
Miraflores	9.6	0.3	8,781
San Borja	10.0	0.4	11,202
San Isidro	11.1	0.4	5,096
Santiago de Surco	34.8	1.2	9,408
Total	131.2	4.6	5,619

FUENTES: BCRP e INEI.

CUADRO 2. *Estadísticas descriptivas*

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Est.
Capitalización bursátil (% PBI)	48.58	47.22	99.70	20.00	0.38
Crédito hipotecario total (% PBI)	2.37	1.99	5.04	0.85	1.12
Cuenta corriente (% PBI)	-1.75	-1.98	4.96	-7.13	2.49
Pasivos externos netos largo plazo (% PBI)	1.34	0.43	5.53	-0.51	1.86
Pasivos externos netos corto plazo (% PBI)	0.76	0.26	4.97	-0.68	1.27
Indice costos de construcción (1994 = 100)	187.00	188.95	242.42	132.44	34.74
Indice costos ladrillo (1994 = 100)	217.98	164.41	242.42	132.44	34.74
Indice costos cemento (1994 = 100)	167.68	168.73	177.98	147.30	7.11
Indice empleo 10 trabajadores (2010 = 100)	83.03	75.69	111.71	66.78	15.16
Indice empleo 100 trabajadores (2010 = 100)	77.96	70.43	113.74	57.67	19.38
Indice imperio de la ley	38.91	37.5	50.00	32.50	4.75
Indice términos de intercambio (2007 = 100)	81.89	76.92	116.58	56.51	20.75
Indice precios exportaciones (2007 = 100)	79.61	73.55	149.49	36.97	39.26
Indice precios importaciones (2007 = 100)	91.54	89.15	129.17	62.98	24.28
Indice tipo de cambio real bilateral (2009 = 100)	105.61	110.84	121.36	84.02	11.43
PBI real per cápita (S/. de 1994)	5,818.33	5,383.07	8,218.74	4,557.20	1,205.08
Ingreso mensual Lima (S/. de 2009)	1,062.61	1,004.23	1,330.13	947.01	112.50
Rentabilidad real anual fondo de pensiones (%)	8.64	8.26	48.77	-29.28	13.68
Tasa hipotecaria real anual en US\$ ex post (%)	8.34	6.97	31.92	-6.93	7.99
Tasa hipotecaria real anual en US\$ ex ante (%)	10.14	8.72	30.94	3.36	6.12
Tasa hipotecaria real anual en S/. ex post (%)	13.67	11.06	33.60	3.16	8.41
Tasa hipotecaria real anual en S/. ex ante (%)	13.53	10.47	33.62	5.12	7.99
Estadístico demografía (%)	-1.38	-1.49	-0.65	-1.70	0.29
Precio vivienda por m ² BCRP (S/. de 2009)	2,635.36	2,511.17	4,570.49	1,802.61	717.27
Precio vivienda por m ² CAPECO (S/. de 2009)	3,408.92	3,426.62	5,113.83	2,381.91	768.47

FUENTES: BCRP, INEI, Fundación Heritage, SBS y CAPECO.

NOTAS: Las series son de frecuencia trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV, están desestacionalizadas mediante el método Census X12 y se encuentran en logaritmos, excepto la cuenta corriente (% PBI), la rentabilidad del fondo de pensiones (%), las tasas de interés hipotecarias (%) y el estadístico de demografía (%). El índice de imperio de la ley es construido por la fundación Heritage y se mide en una escala creciente de 0 a 100. Por su parte, el estadístico de demografía corresponde a la variación anual del ratio de la población de 20-40 años entre la población de 40-60 años.

3 RESULTADOS

3.1 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

En primer lugar, verificamos que las variables de p_t y x_t contenidas en la ecuación (2) son $I(1)$ mediante las pruebas de [Dickey y Fuller \(1979\)](#) y [Phillips y Perron \(1988\)](#). En particular, la serie de cuenta corriente (% PBI) tiene una raíz unitaria en la muestra bajo estudio, a pesar de que teóricamente debería ser estacionaria. Para el caso de las variables p_t y el índice de imperio de la ley se utiliza adicionalmente la prueba de [Zivot y Andrews \(1992\)](#). Finalmente, sólo la variable de rentabilidad real de fondo de pensiones (%) es $I(0)$ y, por lo tanto, es desechada del vector de cointegración. Todos los resultados están disponibles a pedido.

3.2 VECTOR DE COINTEGRACIÓN

El sistema conformado por p_t y x_t de la ecuación (2) está cointegrado si existe un vector β tal que la serie de los errores u_t es $I(0)$. Por simplicidad, asumimos que x_t no está cointegrado y que las variables son débilmente estacionarias.⁴ Estimamos el vector de cointegración β mediante el método de FMOLS de [Phillips y Hansen \(1990\)](#). Debido a que no sabemos con certeza cuál es la verdadera composición del vector x_t , la selección de los regresores sigue el método de lo general a lo particular y solamente permanecen en cada una de las iteraciones aquellas variables que son estadísticamente significativas y mantienen el signo esperado.⁵ Asimismo, sólo consideramos una variable de la misma categoría a la vez. Por ejemplo, tomamos el índice agregado de costos de construcción o el índice de costos de ladrillo o el índice de costos de cemento. Lo mismo ocurre con los índices de empleo, las variables de ingreso real, los índices de términos de intercambio, los pasivos externos netos de las empresas bancarias o las tasas de interés hipotecarias ex ante y ex post.

La columna (1) del Cuadro 3 (p. 56) muestra los resultados de la estimación del primer vector de cointegración, una vez que eliminamos las tasas de interés reales, el tipo de cambio real y los pasivos externos netos. Asimismo, en etapas previas eliminamos las variables de PBI per cápita e índices de empleo. En ningún caso sobrevive la tasa de interés real, en línea con [Glaeser y otros \(2010\)](#), quienes muestran que el impacto de la tasa de interés real sobre el precio de las viviendas es insignificante. Por su parte, en la columna (2) del Cuadro 3 eliminamos el índice de costo de ladrillo porque no es estadísticamente significativo. En la columna (3) eliminamos, además, el ingreso mensual porque no es estadísticamente significativo. En esta especificación final el crédito hipotecario tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo, en línea con [Kannan y otros \(2011\)](#) quienes muestran que un patrón recurrente a nivel internacional detrás de la subida del precio de las viviendas es el mayor crédito hipotecario a las familias. Asimismo, la variable de demografía es estadísticamente significativa y tiene el signo esperado, como en [Capozza y otros \(2002\)](#). Estos resultados parecen coincidir con [Ortalo-Magne y Rady \(1999\)](#), quienes muestran que para el caso del Reino Unido son los jóvenes los que empujan el precio de las viviendas hacia arriba. El Cuadro 3 muestra, asimismo, que la cuenta corriente tiene un efecto negativo, que implicaría que el financiamiento del exterior presiona el precio de las viviendas al alza, en línea con [Aizenman y Jinjarak \(2009\)](#). Además, el índice de imperio de la ley tiene un efecto positivo sobre el precio de las viviendas, como en [Glindro y otros \(2011\)](#), así como el índice de términos

⁴ En esta sección no evaluamos 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 éstas sean válidas, debe haber un cambio en la relación de cointegración, si la cointegración de hecho ocurre.

⁵ No hacemos énfasis en los posibles problemas de endogeneidad de los regresores, porque el estimador de FMOLS [Phillips y Hansen \(1990\)](#) es super consistente en presencia de cointegración y corrige el sesgo en muestras finitas.

CUADRO 3. Estimaciones de la ecuación (2) con precios del BCRP

	(1)	(2)	(3)
Capitalización bursátil (% PBI)	-0.28***	-0.28***	-0.28***
Cuenta corriente (% PBI)	-0.02***	-0.02***	-0.02***
Crédito hipotecario total (% PBI)	0.62***	0.64***	0.67***
Estadístico demografía (%)	0.40***	0.41***	0.42***
Índice imperio de la ley	0.20**	0.20**	0.19**
Índice términos de intercambio	0.25*	0.25*	0.27**
Ingreso real mensual	0.16	0.15	
Índice costos de ladrillo	0.01		
Constante	5.90***	6.03***	7.06***
Estadístico τ Phillips-Ouliaris	-8.25***	-8.26***	-8.49***

NOTAS: El método de estimación es el FMOLS de Phillips y Hansen (1990). El estadístico τ de Phillips y Ouliaris (1990) permite el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cointegración. En la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo se utiliza el kernel de Bartlett con ancho fijo de banda de Newey-West. Los asteriscos *, **, y *** denotan significación al 10%, 5% y 1%, respectivamente. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

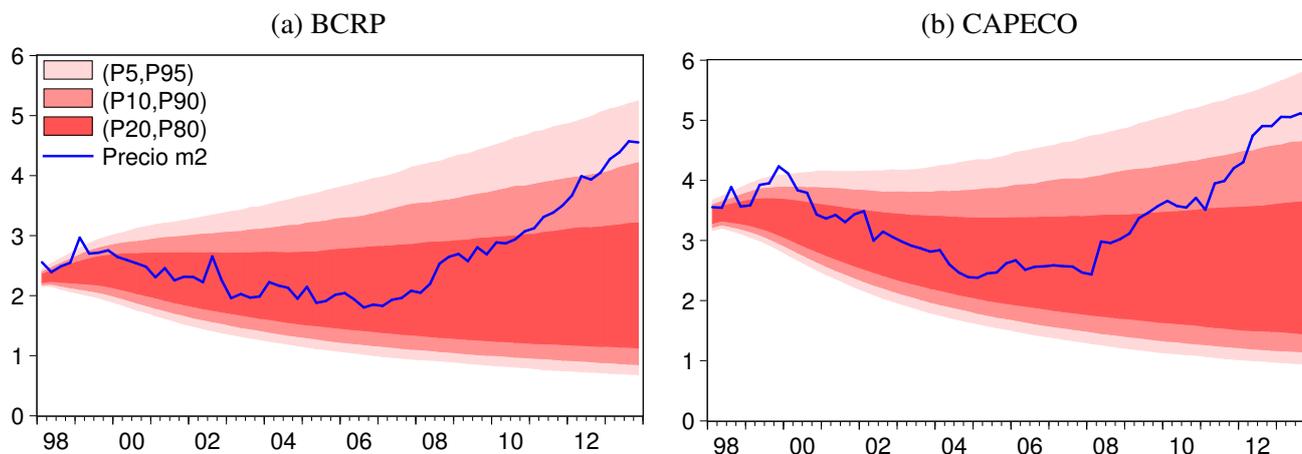
de intercambio, que es una medida de riqueza. Por otro lado, la capitalización del mercado bursátil (% PBI) es estadísticamente significativa y tiene signo negativo, pues actuaría como un costo de oportunidad. Finalmente, la última fila del Cuadro 3 contiene el estadístico τ de Phillips y Ouliaris (1990), que permite concluir que la serie de residuos \hat{u}_t en todos los casos es $I(0)$.

3.3 DESALINEAMIENTO DEL PRECIO DE EQUILIBRIO

En esta sección calculamos 10,000 replicaciones del vector de cointegración β a lo Chang y otros (2006) y construimos 10,000 secuencias del precio por m² de equilibrio, a partir de la especificación final del vector de cointegración contenida en la columna (3) del Cuadro 3. El panel (a) del Gráfico 3 (p. 57) muestra diversos percentiles de la distribución del precio por m² de equilibrio, así como también el precio por m² de las viviendas en miles de soles de 2009. Observamos en primer lugar que la distribución del precio por m² de equilibrio es asimétrica. De hecho, las series de los percentiles 80, 90 y 95 sugieren que la distribución del precio por m² de equilibrio tiene un sesgo positivo, es decir, hacia el final de la muestra la cola derecha es más larga y por lo tanto gran parte de la masa está concentrada en la izquierda de la distribución, que correspondería a la parte baja del panel (a) del Gráfico 3.

Asimismo, el precio por m² observado se encuentra dentro de la región delimitada por el percentil 80 hacia el segundo semestre de 2010. A partir de esa fecha y hacia el segundo semestre de 2012, el precio por m² observado se encuentra dentro de la región delimitada por el percentil 90. En la actualidad, sin embargo, el precio por m² se encuentra debajo del percentil 95, por lo que estadísticamente no hay evidencia de un desalineamiento del precio de las viviendas con respecto a sus fundamentos.

Por su parte, el panel (b) del Gráfico 3 muestra los percentiles de la distribución de los 10,000 precios por m² de equilibrio y el precio por m² de las viviendas en miles de soles de 2009, construido a partir de la información recopilada por CAPECO. Las series de los percentiles 80, 90 y 95 muestran que la distribución del precio por m² de equilibrio tiene un sesgo positivo. Así como en el caso anterior, el precio por m² observado se encuentra hacia el final de la muestra debajo del percentil 95 de la distribución de las 10,000 secuencias de precios por m² de equilibrio. Este resultado sugiere que no hay evidencia de un desalineamiento del precio por m² de las viviendas con respecto a sus fundamentos.

GRÁFICO 3. Percentiles del precio por m² de equilibrio en miles de S/. de 2009.

NOTAS: Las áreas sombreadas comprenden diversos percentiles de la distribución de 10,000 replicaciones del precio por m² de equilibrio \bar{p}_t en miles de S/. de 2009. La línea sólida corresponde al precio por m² en miles soles de 2009 elaborado a partir de los datos recopilados por BCRP en panel (a) y CAPECO en panel (b). Debido a que simulamos series integradas a partir de un valor inicial constante, las bandas se van agrandando en el tiempo.

4 COMENTARIOS FINALES

En este trabajo cuantificamos la relación de largo plazo entre el precio por m² de las viviendas y sus fundamentos macroeconómicos entre 1998.I y 2013.IV. Las estimaciones muestran que el crédito hipotecario, el financiamiento externo, los términos de intercambio y la demografía son variables explicativas del precio por m². Asimismo, en la actualidad, no hay evidencia de que el precio observado se encuentra desalineado respecto de sus fundamentos.

La estimación del vector de cointegración β mediante el método canónico de Park (1992) es similar a los obtenidos mediante el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990). Como agenda pendiente, sería útil estimar el vector de cointegración mediante la técnica de Johansen y estudiar la existencia de más de un vector de cointegración en el sistema.

Sin embargo, es conveniente notar que los resultados obtenidos en este trabajo sugieren que es importante monitorear no solamente los determinantes internos del precio de las viviendas, sino también los externos. Ciertamente, a nivel internacional, Ahearne y otros (2005), Claessens y otros (2011) y Kannan y otros (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 EEUU, ver por ejemplo Jarocinski y Smets (2008), es conveniente también buscar respuestas para el caso de Perú.

REFERENCIAS

- Abraham, J. y P. Hendershott (1996), "Bubbles in metropolitan housing markets", *Journal of Housing Research*, 7(2), 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 Paper 841.
- Aizenman, J. e Y. Jinjarak (2009), "Current account patterns and national real estate markets", *Journal of Urban Economics*, 66(2), 75-89.
- Arce, O. y D. Lopez Salido (2011), "Housing bubbles", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 212-241.
- BBVA (2012), "Situación Perú: Análisis económico tercer trimestre", BBVA Report.
- BCRP (2010), "Indicadores del mercado inmobiliario", Notas de Estudio 5.
- Buhlmann, P. (1997), "Sieve bootstrap for time series", *Bernoulli*, 3(2), 123-148.
- Brunnermeier, M. (2008), "Bubbles", en S. Durlauf y L. Blume (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition, Palgrave.
- Capozza, D., P. Hendershott, C. Mack y C. Mayer (2002), "Determinants of real house price dynamics", NBER Working Paper 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), 1-32.
- Chang, Y., J. Park y K. Song (2006), "Bootstrapping cointegrating regressions", *Journal of Econometrics*, 133(2), 703-739.
- Claessens, S., M. Kose y M. Terrones (2011), "Financial cycles: What? How? When?", IMF Working Paper 11/76.
- Cubeddu, L., C. Tovar y E. Tsounta (2012), "Latin America: Vulnerabilities under construction", IMF Working Paper 12/193.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Glaeser, E., J. Gottlieb y J. Gyourko (2010), "Can cheap credit explain the housing boom?", NBER Working Paper 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*, 7(3), 163-204.
- Jarocinski, M. y F. Smets (2008), "House prices and the stance of monetary policy", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 90(4), 339-365.
- Kannan, P., P. Rabanal y A. Scott (2011), "Recurring patterns in the run-up to house price busts", *Applied Economics Letters*, 18(2), 107-113.
- Laibson, D. y J. Mollerstrom (2010), "Capital flows, consumption booms and asset bubbles: A behavioural alternative to the saving glut hypothesis", NBER Working Paper 15759.

- Mendoza, E., V. Quadrini y J. Rios-Rull (2007), “Financial integration, financial deepness and global imbalances”, NBER Working Paper 12909.
- Orrego, F. (2012), “La situación de la tenencia de vivienda en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda* 152, 44-47.
- Ortalo-Magne, F. y S. Rady (1999), “Boom in, bust out: Young households and the housing price cycle”, *European Economic Review*, 43(4-6), 755-766.
- Park, J. Y (1992), “Canonical cointegrating regressions”, *Econometrica* 60(1), 119-143.
- Perron, P. (2006), “Dealing with structural breaks”, en K. Patterson y T. C. Mills (eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, Vol. 1: Econometric Theory, Palgrave Macmillan Press, 278-352.
- Phillips, P. y B. Hansen (1990), “Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes”, *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. y S. Ouliaris (1990), “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”, *Econometrica*, 58(1), 165-193.
- Phillips, P. y P. Perron (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Stevenson, S. (2008), “Modeling housing market fundamentals: Empirical evidence of extreme market conditions”, *Real Estate Economics*, 36(1), 1-29.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992), “Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.