



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Precios de viviendas en Lima

Fabrizio Orrego*

* Banco Central de Reserva del Perú y Universidad de Piura.

DT. N° 2014-008
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Mayo 2014

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the author and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Precios de viviendas en Lima

Fabrizio Orrego*

Mayo 2014

Resumen

En este trabajo estimamos la relación de equilibrio entre el precio por m² de las viviendas en Lima 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 significativos y con los signos esperados. Luego, con el fin de evaluar si el precio de las viviendas se encuentra 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 por m² de las viviendas no se encontraría desalineado con respecto a sus fundamentos, a pesar del incremento observado durante los últimos años.

Abstract

In this paper we estimate the equilibrium relationship between house prices per m² in Lima and their macroeconomic fundamentals from 1998.I to 2013.IV. We find that terms of trade, the current account, mortgage loans, an index of the rule of law, demographics and market capitalization have the expected signs and are statistically significant. Then, in order to assess if house prices are misaligned with respect to their fundamentals, we generate 10,000 sequences of equilibrium prices, after bootstrapping the equilibrium relationship. We find that house prices per m² would not be misaligned with respect to their fundamentals, in despite of the recent increase.

Palabras clave: Precios de viviendas, hipotecas, desalineamiento.

Códigos de clasificación JEL: C53, E44

*Especialista en Investigación del Banco Central de Reserva del Perú y profesor de la Universidad de Piura. Agradezco los comentarios recibidos en el XXX Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú (Octubre 2012), la XVII Reunión Anual de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA (Montevideo, Noviembre 2012) y el Seminario de Investigación Económica del Banco Central de Reserva del Perú (Febrero 2013). 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. Por supuesto, las opiniones vertidas en este artículo son de exclusiva responsabilidad del autor. Correo electrónico: fabrizio.orrego@bcrp.gob.pe

1. Motivación

En los últimos años, el precio por m^2 de las viviendas en las áreas urbanas de Lima ha escalado a niveles sin precedentes. El panel (a) de la Figura 1 muestra que, de acuerdo con la información recopilada por el Banco Central de Perú (BCRP), el precio por m^2 promedio desestacionalizado 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) muestran similar información, aunque en soles de 2009.¹

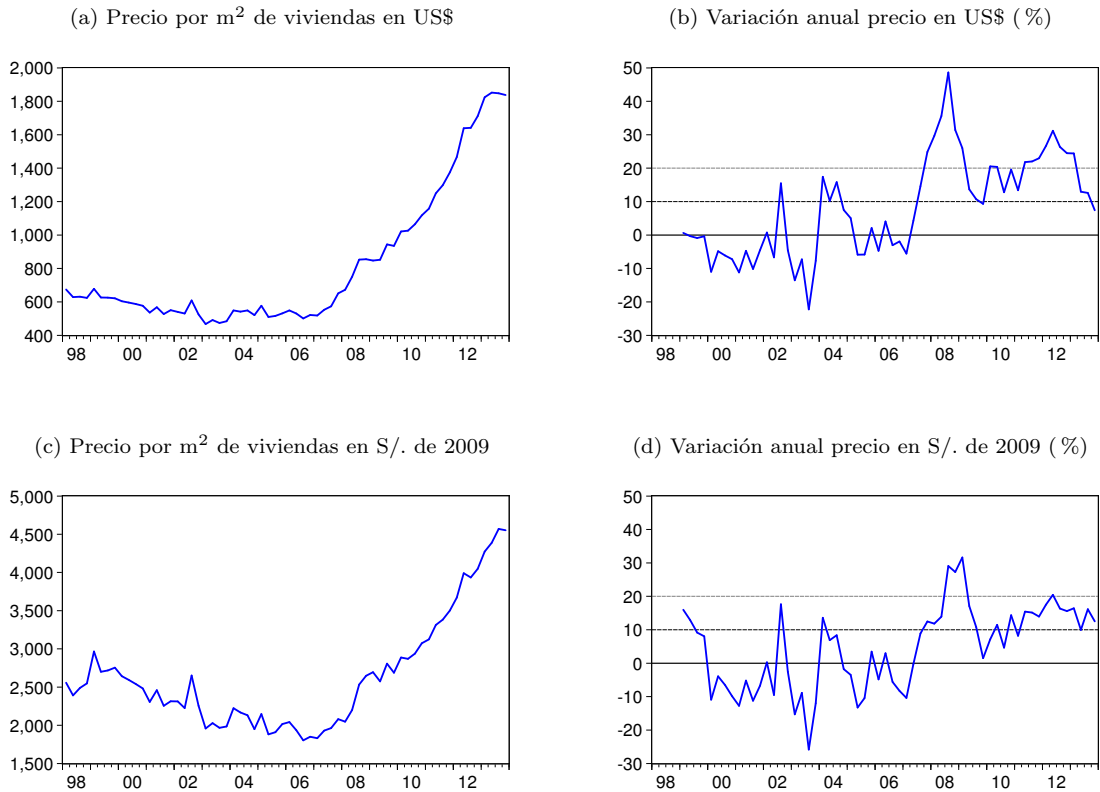


Figura 1: Precio por m^2 de las viviendas en Lima. Precio de viviendas en dólares corrientes en panel (a) y variación anual (%) en el panel (b). Precio de las viviendas en soles de 2009 en panel (c) y variación anual (%) en el panel (d). Las series de los paneles (a) y (c) están desestacionalizadas mediante el método Census X12. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV. Fuente: BCRP.

Debido a la tendencia creciente en el precio por m^2 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? ¿Qué tan 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 m^2 observado y algunos determinantes macroeconómicos como la capitalización bursátil, la cuenta corriente, el crédito hipotecario, la demografía, el índice de

¹En el Perú, los inmuebles se transan típicamente en dólares americanos. Sin embargo, debido a que los precios en dólares están típicamente influenciados por las variaciones del tipo de cambio nominal y la inflación doméstica, la Figura 1 contiene información en dólares y soles de 2009. El Apéndice A describe cómo el BCRP recolecta la información acerca del precio de las viviendas en las áreas urbanas de Lima.

imperio de la ley y los términos de intercambio. Estimamos el vector de cointegración con la técnica de FMOLS de Phillips y Hansen (1990) y con este vector construimos 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 et al. (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 a la Chang et al. (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. El documento BCRP (2010) por ejemplo discute que a pesar del incremento del precio de las viviendas, el ratio precio-alquiler se mantiene dentro del rango comúnmente utilizado en la literatura 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) encuentran que los precios en Perú 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 trabajo 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 et al. (2002), Capozza et al. (2004), Stevenson (2008) y Cubeddu et al. (2012). Estos trabajos incluyen modelos uniecuacionales que explican el precio de las viviendas a partir de determinantes que son típicamente de origen interno, como por ejemplo la demografía, la tasa de interés y el PBI real. No obstante, recientemente la profesión ha comenzado a incluir determinantes de origen externo, como los términos de intercambio o la cuenta corriente, como por ejemplo Mendoza et al. (2007), Aizenman y Jinjarak (2009) y Glindro et al. (2011). La intuición es que los inlfujos de capital alimentan la demanda de activos, incluyendo bienes raíces. Sin embargo, estas nuevas teorías están sujetas a críticas, pues Laibson y Mollerstrom (2010) demuestran que los mayores inlfujos de capital en EEUU no tuvieron un impacto significativo en la inversión, sino en el consumo. De hecho, Favilukis et al. (2011) discuten que, controlando por la liberalización del mercado financiero, los inlfujos de capital tienen un moderado impacto en el precio de las viviendas en EEUU y un panel de países.

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 2 discutimos la metodología. En la Sección 3 mostramos la evidencia empírica. En la Sección 4 exponemos los resultados. En la Sección 5 proponemos algunos ejercicios alternativos. En la Sección 6 presentamos algunos comentarios finales. Finalmente, en el Apéndice A describimos cómo el BCRP recolecta la serie del precio de las viviendas de la Figura 1; el Apéndice B, la metodología del remuestreo del vector de cointegración; el Apéndice C, los resultados de la estimación del vector de cointegración con métodos alternativos.

2. Metodología

En línea con Capozza et al. (2002), asumimos que el nivel fundamental del precio por m² de las viviendas está determinado por las condiciones macroeconómicas y arreglos institucionales de la economía:

$$\bar{p}_t = f(x_t) \quad (1)$$

donde \bar{p}_t es el logaritmo del nivel fundamental del precio por m² de las viviendas, $f(\cdot)$ es una función lineal y x_t es un vector que contiene un conjunto de k variables macroeconómicas e institucionales que determina el precio fundamental de las viviendas, como por ejemplo variables de demanda (PBI real per cápita, demografía, empleo, tasas de interés reales y el ratio de créditos hipotecarios como porcentaje del PBI), de oferta (costos de construcción), rendimiento de activos alternativos (capitalización bursátil como porcentaje del PBI), 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), e institucionales (el índice de imperio de la ley). La ecuación (1) debe interpretarse como una forma reducida del equilibrio en el mercado de las viviendas.

Básicamente, el ejercicio consiste en hallar un vector de cointegración $(1, -\beta)'$ que relaciona el logaritmo del precio por m² de las viviendas p_t y el vector de determinantes x_t de acuerdo con la siguiente relación:

$$p_t = x_t' \beta + u_t \quad (2)$$

donde u_t es un ruido blanco. Luego, el precio de equilibrio está definido como:

$$\bar{p}_t = x_t' \hat{\beta}$$

Luego estudiamos si el precio por m² observado de las viviendas se encuentra desalineado con respecto a sus fundamentos. La idea es comparar 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 la Chang et al. (2006). La metodología del remuestreo está contenida en el Apéndice B.

3. Datos

La Figura 2 contiene las series de tiempo x_t y p_t que se utilizan para estimar el vector β . 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 (1) 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 (<http://www.bcrp.gob.pe>).

Crédito hipotecario total (% del PBI). El panel (2) 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: Superintendencia de Banca y Seguros (<http://www.sbs.gob.pe>) y BCRP.

Cuenta corriente (% del PBI). El panel (3) 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 (4) 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 presiona al alza el precio de las viviendas. Fuente: BCRP.

Indices de costos de construcción (1994=100). La serie histórica del índice de costos de construcción del panel (5) 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: Instituto Nacional de Estadística e Informática (<http://www.inei.gob.pe>).

Indices de empleo (2010=100). El panel (6) 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 (7) 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. Fuente: Fundación Heritage <http://www.heritage.org/index/rule-of-law>

Indices términos de intercambio (2007=100). El panel (8) 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 presiona al alza el precio 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 (9) 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 esperado es positivo, pues un mayor tipo de cambio encarece el precio de los insumos y tierra y por lo tanto el precio de las viviendas. Fuente: BCRP.

Ingresos reales. El panel (10) 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, el panel (10) 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 (11) 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 (12) y (13) 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 demografía (%). El panel (14) 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 (15) muestra las series del precio por m² de las viviendas del BCRP y CAPECO en soles de 2009. La información de cómo se construye esta

²Orrego (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.

serie se encuentra en el Apéndice A de este trabajo. Por su parte, la serie del precio por m² de CAPECO es anual y por simplicidad asumimos que la trimestralización sigue el comportamiento del PBI sectorial de construcción. Fuente: BCRP y CAPECO.

El Cuadro 1 contiene los estadísticos descriptivos de las series macroeconómicas utilizadas en la estimación del vector de cointegración. En el análisis econométrico de la Sección 4 las series están no solamente desestacionalizadas mediante el método Census X12, sino que también 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 (%).

	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 (1998=100)	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)	5818.33	5383.07	8218.74	4557.20	1205.08
Ingreso mensual Lima (S/. de 2009)	1062.61	1004.23	1330.13	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)	2635.36	2511.17	4570.49	1802.61	717.27
Precio vivienda por m ² CAPECO (S/. de 2009)	3408.92	3426.62	5113.83	2381.91	768.47

Cuadro 1: Evidencia macroeconómica. 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. Fuente: BCRP, INEI, Fundación Heritage, SBS y CAPECO.

4. Resultados

4.1. 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 el test de Dickey y Fuller (1979) y Phillips y Perron (1988). En particular, la serie

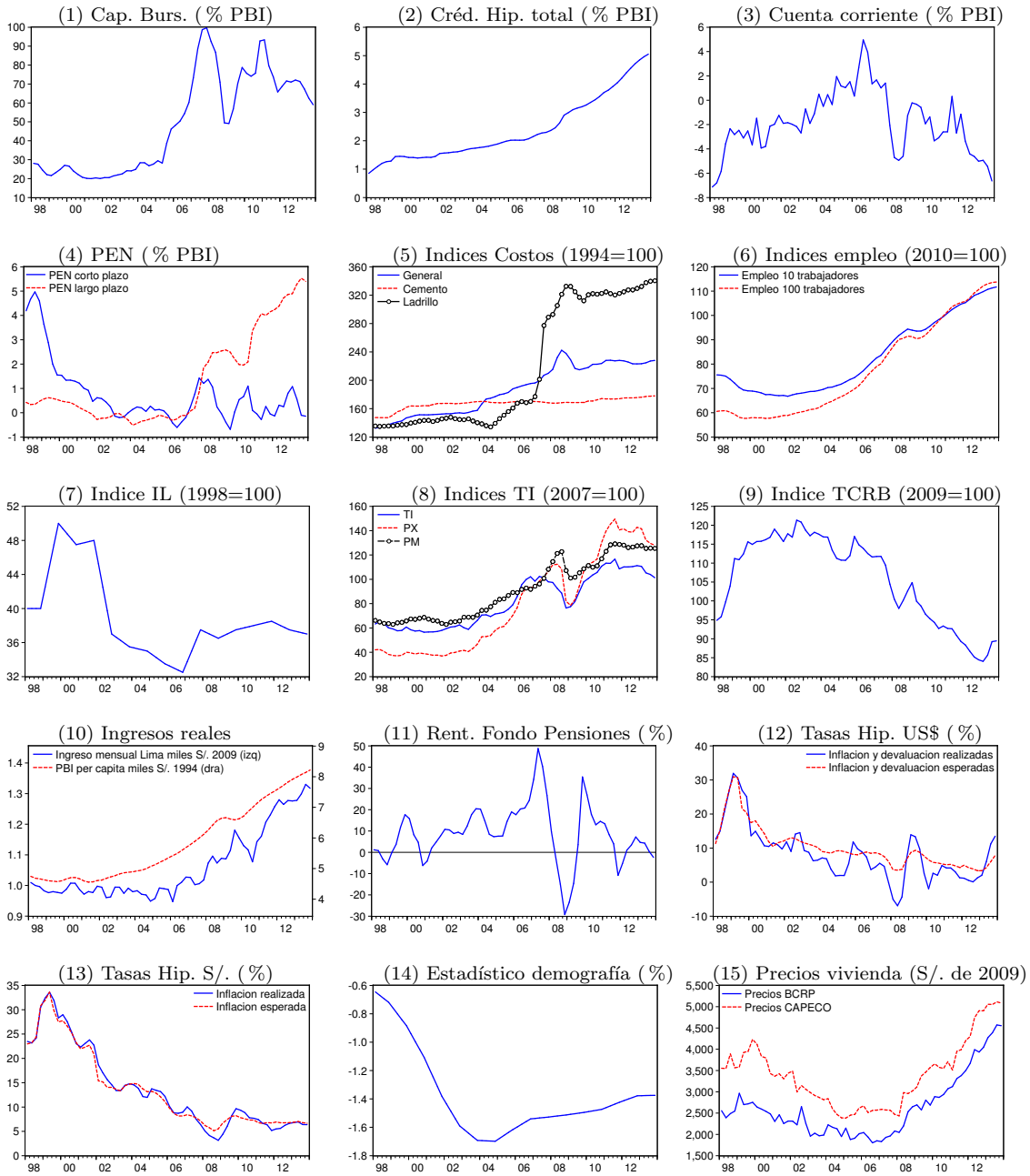


Figura 2: Evidencia macroeconómica. Cap. Burs. (% PBI) es el ratio de capitalización bursátil a PBI; Créd. Hip. Total (% PBI) es el ratio de créditos hipotecarios totales a PBI; Cuenta corriente (% PBI) es el ratio de cuenta corriente a PBI; PEN (% PBI) es el ratio de pasivos externos netos de las empresas bancarias a PBI; Índices costos son los índices de costos de construcción; Índices empleo son los índices de empleo en Lima en empresas de 10 y 100 o más trabajadores; Índice IL es el índice de imperio de la ley de la Fundación Heritage; Índices TI son los índices de términos de intercambio, precios de exportaciones e importaciones; Índice TCRB es el índice de tipo de cambio real bilateral; Ingresos reales son el PBI per cápita e ingreso mensual real; Rent. Fondo Pensiones es la rentabilidad real anual del fondo de pensiones; Tasas Hip. US\$ son las tasas hipotecarias reales anuales en US\$; Tasas Hip. S/. son las tasas hipotecarias reales anuales en S/.; Estadístico demografía es la variación anual del ratio de la población de 20-40 años entre la de 40-60 años; Precio vivienda S/. 2009 son los precios por m² en S/. de 2009 del BCRP y CAPECO. Las series están desestacionalizadas con el método Census X12. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV. Fuente: BCRP, INEI, Fundación Heritage, SBS y CAPECO.

de cuenta corriente (% PBI) tiene una raíz unitaria en la muestra bajo estudio, a pesar de que teóricamente esta serie 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.

4.2. Vector de cointegración

El sistema conformado por p_t y x_t de la ecuación (2) está cointegrado si existe un parámetro β tal que los errores u_t son $I(0)$. Por simplicidad, asumimos que x_t no está cointegrado y que las variables son débilmente estacionarias.³

Estimamos el vector de cointegración $(1, -\beta)'$ 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.⁴ 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) 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 et al. (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) eliminamos el índice de costo de ladrillo porque no es estadísticamente significativo.

En la columna (3) se elimina 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 et al. (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 et al. (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 2 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 Jinjark (2009). Además, el índice de imperio de la ley (que tiene que ver con las instituciones) tiene un efecto positivo sobre el precio de las viviendas, como en Glindro et al. (2011), así como el índice de términos 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. Por supuesto, la última fila del Cuadro

³En 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.

⁴No 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.

2 contiene el estadístico tau de Phillips y Ouliaris (1990), que permite concluir que la serie de residuos \hat{u}_t en todos los casos es $I(0)$.

	(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***
R^2 ajustado	0.96	0.96	0.96
Estadístico tau Phillips-Ouliaris	-8.25***	-8.26***	-8.49***

Cuadro 2: Estimación del vector β . Variable dependiente: p_t . El método de estimación es el FMOLS de Phillips y Hansen (1990). Las series se encuentran desestacionalizadas mediante el método Census X12 y están en logaritmos, excepto la serie de cuenta corriente (% PBI) y el estadístico demografía (%). El estadístico tau de Phillips-Ouliaris permite el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990). 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. La variable p_t corresponde al precio por m^2 en soles de 2009 recopilado por el BCRP. Los asteriscos *, **, y *** denotan significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

4.3. Desalineamiento del precio de equilibrio

En esta sección calculamos 10,000 replicaciones del vector de cointegración $(1, -\beta)'$ a la Chang et al. (2006) y construimos 10,000 secuencias del precio por m^2 de equilibrio. En la Figura 3 mostramos diversos percentiles de la distribución del precio por m^2 de equilibrio, así como también el precio por m^2 de las viviendas en soles de 2009.

Observamos en primer lugar que la distribución del precio por m^2 de equilibrio es asimétrica. De hecho, las series de los percentiles 80, 90 y 95 sugieren que la distribución del precio por m^2 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 de la Figura 3).

Asimismo, el precio por m^2 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 m^2 observado se encuentra dentro de la región delimitada por el percentil 90. En la actualidad, sin embargo, el precio por m^2 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.

5. Ejercicios alternativos

En esta sección se hace el ejercicio econométrico con la información del precio por m^2 de las viviendas reportada anualmente por CAPECO (<http://www.capeco.org>) desde 1998 hasta 2013.

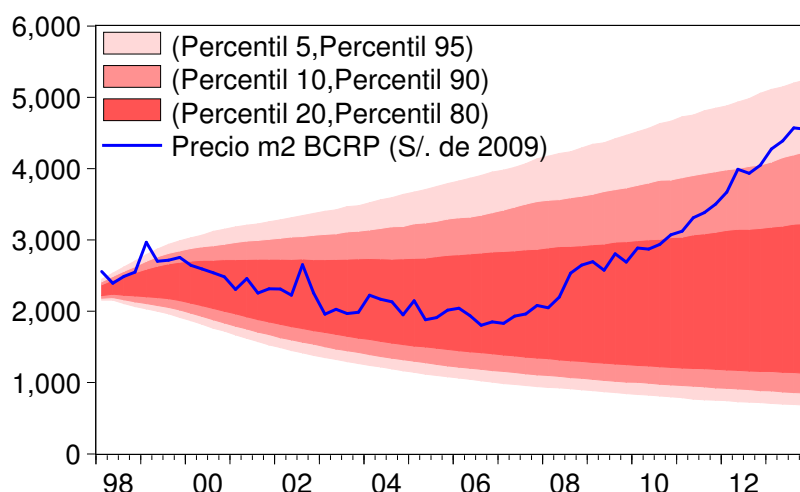


Figura 3: Percentiles del precio por m² de equilibrio. Las áreas sombreadas comprenden diversos percentiles de la distribución de 10,000 replicaciones del precio por m² de equilibrio \bar{p}_t . La línea sólida corresponde al precio por m² en soles de 2009 recopilado por el BCRP. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

Asumimos por simplicidad que la trimestralización del precio por m² de las viviendas sigue el comportamiento del PBI sectorial de construcción. Así, la correlación muestral entre las series de precios en dólares del BCRP y CAPECO es 0.99, mientras que la correlación de precios en soles de 2009 es 0.93. El Cuadro 1 muestra las estadísticas descriptivas del precio por m² de CAPECO.

5.1. Vector de cointegración

Nuevamente estimamos el vector β mediante el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990). Asumimos que la composición del vector x_t es la misma que en la columna (4) del Cuadro 2. Afortunadamente, todas las variables sobreviven y tienen el signo esperado. De acuerdo con el estadístico tau de Phillips y Ouliaris (1990), existe un vector de cointegración. Sin embargo, el coeficiente de R^2 ajustado disminuye ligeramente, así como el estadístico tau.

5.2. Desalineamiento del precio de equilibrio

En la Figura 4 mostramos los percentiles de la distribución de los 10,000 precios por m² de equilibrio y el precio por m² de las viviendas en soles de 2009 construido a partir de la información recopilada por CAPECO.

Nuevamente observamos que la distribución del precio por m² de equilibrio es asimétrica. Las series de los percentiles 80, 90 y 95 muestran que la distribución del precio por m² de equilibrio tiene un sesgo positivo, es decir, la cola derecha de la distribución del precio de equilibrio es más larga hacia el final de la muestra y por lo tanto gran parte de la masa está concentrada en la izquierda de la distribución (que correspondería a la parte baja de la Figura 4).

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

	BCRP	CAPECO
Capitalización bursátil (% PBI)	-0.28***	-0.28***
Cuenta corriente (% PBI)	-0.02**	-0.02***
Crédito hipotecario total (% PBI)	0.67***	0.53***
Estadístico demografía (%)	0.42***	0.48***
Índice imperio de la ley	0.19**	0.39***
Índice términos de intercambio	0.27**	0.31*
Constante	7.02***	6.61***
R^2 ajustado	0.96	0.94
Estadístico tau Phillips-Ouliaris	-8.49***	-4.97*

Cuadro 3: Estimación del vector β . Variable dependiente: p_t . El método de estimación es el FMOLS de Phillips y Hansen (1990). La columna BCRP toma p_t producido por el BCRP, mientras que la columna CAPECO toma p_t a partir de la información de CAPECO. El vector x_t es el mismo de la Sección 4. Las series se encuentran desestacionalizadas mediante el método Census X12 y están en logaritmos, excepto la serie de cuenta corriente (% PBI) y el estadístico demografía (%). El estadístico tau de Phillips-Ouliaris permite el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990). 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 significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

equilibrio. Este resultado sugiere que no hay evidencia de un desalineamiento del precio por m² de las viviendas con respecto a sus fundamentos.

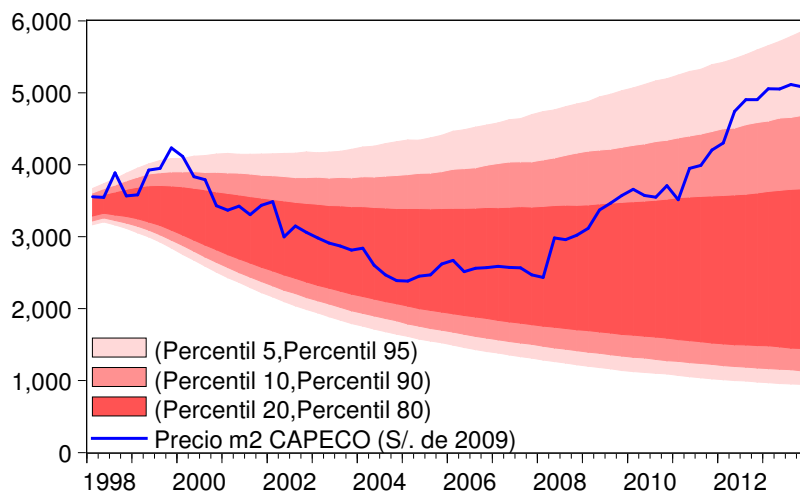


Figura 4: Percentiles del precio por m² de equilibrio. Las áreas sombreadas comprenden diversos percentiles de la distribución de 10,000 replicaciones del precio por m² de equilibrio \bar{p}_t . La línea sólida corresponde al precio por m² en soles de 2009 elaborado a partir de los datos recopilados por CAPECO. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.

6. 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 m².⁵ Asimismo, en la actualidad, no hay evidencia de que el precio observado se encuentra desalineado respecto de sus fundamentos.⁶

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 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 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 Papers 841.
- Aizenman, J. y 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", BCRP Report 55.
- Buhlmann, P. (1997). "Sieve bootstrap for time series", *Bernoulli* 3(2): 123-148.
- Brunnermeier, M. (2008). "Bubbles", en S. Durlauf y L. Blume ed., *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition.
- Capozza, D., P. Hendershott, C. Mack y C. Mayer (2002). "Determinants of real house price dynamics", NBER WP Series 9262.

⁵Lamentablemente, la escasa disponibilidad de datos macroeconómicos nos impide utilizar variables relevantes como la posición de la política monetaria, la masa salarial o el ratio de precio-alquiler de las viviendas.

⁶En el Apéndice C mostramos los resultados de la estimación del vector de cointegración $(1, -\beta)'$ mediante el método canónico de Park (1992). Los resultados son similares 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 formado por p_t y x_t .

- 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: 703-739.
- Claessens, S., M. Kose y M. Terrones (2011). “Financial cycles: What? How? When?”, IMF WP Series 76.
- Cubeddu, L., C. Tovar y E. Tsounta (2012). “Latin America: Vulnerabilities under construction”, IMF WP Series 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.
- Favilukis, J., D. Kohn, S. Ludvigson y S. Van Nieuwerburgh (2011). “International capital flows and house prices: Theory and evidence”, Mimeo, NYU.
- Glaeser, E., J. Gottlieb y J. Gyourko (2010). “Can cheap credit explain the housing boom?”, NBER WP Series 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: 107-113.
- Laibson, D. y J. Mollerstrom (2010). “Capital flows, consumption booms and asset bubbles: A behavioural alternative to the saving glut hypothesis”, NBER WP Series 15759.
- Mendoza, E., V. Quadrini y J. Rios-Rull (2007). “Financial integration, financial deepness and global imbalances”, NBER WP Series 12909.
- Orrego, F. (2012). “La situación de la tendencia de vivienda en el Perú”, *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: 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 ed., *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.

Apéndice A: Precio por m² de las viviendas

Para construir las series del precio por m² de las viviendas de la Figura 1, 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 4.6% del área total de Lima Metropolitana (ver Cuadro 4). Para tal fin, el BCRP realiza llamadas telefónicas a los

anuncios de ventas de inmuebles del diario local de mayor circulación. El dato oficial es la mediana de las observaciones.⁷

Distrito	Area (km ²)	Part. (% área Lima)	Densidad (hab. 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

Cuadro 4: Muestra de distritos encuestados por el BCRP en Lima. La segunda columna muestra el área de los distritos encuestados. La tercera columna indica el tamaño relativo de cada distrito en relación al área total de Lima Metropolitana. Por su parte, la densidad poblacional corresponde al año 2012. Fuente: INEI.

La Figura 5 muestra que la mayoría de distritos incluidos en el Cuadro 4 está ubicada cerca del Océano Pacífico. A excepción de La Molina y Santiago de Surco, los distritos del Cuadro 4 son pequeños de Lima Metropolitana y relativamente densos. Cabe señalar que la cantidad de tierra no urbanizable en los 5 distritos incluidos en el Cuadro 4 es escasa. De hecho, el atractivo intrínseco de Miraflores o San Isidro ha motivado su crecimiento vertical en los últimos años, por lo que algunas de las propiedades residenciales más caras pueden encontrarse en estos dos distritos.

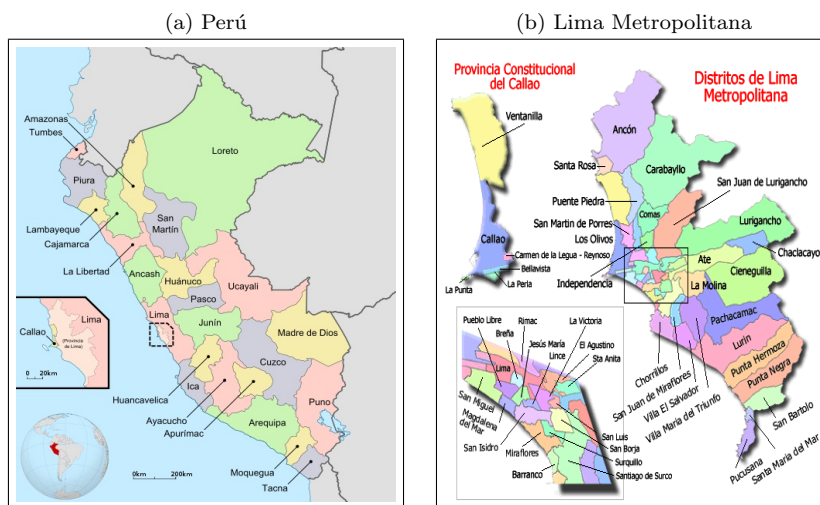


Figura 5: Mapas de Perú y Lima Metropolitana. El mapa de Lima Metropolitana contiene la ubicación de todos los distritos listados en el Cuadro 4. Fuente: Imágenes Google.

Finalmente, es conveniente señalar que, por construcción, el precio de las viviendas reportado en la Figura 1 se encuentra sobre la curva de oferta del mercado de viviendas. Sin embargo, en la Sección 2 asumimos por conveniencia que el precio de las viviendas reportado es un precio de equilibrio.

⁷El 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).

Apéndice B: Metodología del remuestreo del vector de cointegración

Los pasos del remuestreo del vector de cointegración à la Chang et al. (2006) son:

1. Estimamos el vector $\hat{\beta}$ mediante el método de FMOLS de Phillips y Hansen (1990):

$$p_t = x_t' \hat{\beta} + \hat{u}_t$$

y a continuación obtenemos \hat{u}_t . Luego definimos $\hat{w}_t = (\hat{u}_t', v_t')'$, donde $v_t = \Delta x_t$.

2. Estimamos el VAR(q) de \hat{w}_t :

$$\hat{w}_t = \Phi_1 \hat{w}_{t-1} + \dots + \Phi_q \hat{w}_{t-q} + \epsilon_{qt}$$

y obtenemos los residuos $\hat{\epsilon}_{qt}$. El orden q del VAR debe satisfacer el supuesto 3.1 de Chang et al. (2006). En nuestro caso, con $n = 64$ tenemos que $q = 2$ funciona. Luego obtenemos ϵ_t^* a partir de un muestreo aleatorio con reemplazo de los residuos centrados:

$$\left(\hat{\epsilon}_{qt} - \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \hat{\epsilon}_{qs} \right)_{t=1}^n$$

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 $t = 0, \dots, 1 - q$. Este paso equivale al remuestreo tipo *sieve* de Buhlmann (1997).

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

$$p_t^* = x_t^{*'} \hat{\beta} + u_t^*$$

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

Finalmente, utilizamos 10,000 repeticiones 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 los percentiles 5, 10, 20, 80, 90 y 95.

Apéndice C: Método alternativo de estimación del vector de cointegración

En este apéndice presentamos la estimación del vector de cointegración mediante el método canónico de Park (1992). Los coeficientes son estadísticamente significativos y guardan los mismos signos que con el método anterior.

	FMOLS	CCR
Capitalización bursátil (% PBI)	-0.28***	-0.39***
Cuenta corriente (% PBI)	-0.02**	-0.02***
Crédito hipotecario total (% PBI)	0.67***	0.66***
Estadístico demografía (%)	0.42***	0.42***
Índice imperio de la ley	0.19**	0.18*
Índice términos de intercambio	0.27**	0.29**
Constante	7.02***	7.00***
R^2 ajustado	0.96	0.96
Estadístico tau Phillips-Ouliaris	-8.49***	-8.49***

Cuadro 5: Estimación del vector β . Variable dependiente: p_t . La columna FMOLS contiene los coeficientes de la regresión por mínimos cuadrados modificados de Phillips y Hansen (1990). La columna CCR contiene los coeficientes por el método de regresión de cointegración canónica de Park (1992). Las series se encuentran desestacionalizadas mediante el método Census X12 y están en logaritmos, excepto la serie de cuenta corriente (% PBI) y el estadístico demografía (%). El estadístico tau de Phillips-Ouliaris permite el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990). 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. La variable p_t corresponde al precio por m² en soles de 2009 recopilado por el BCRP. Los asteriscos *, **, y *** denotan significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. La información es trimestral desde 1998.I hasta 2013.IV.