

TRIBUNA DE ECONOMÍA

Todos los artículos publicados en esta sección son sometidos
a un proceso de evaluación externa anónima

Jorge de Andrés Sánchez*

RELACIONES DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO EN LOS ÍNDICES DE REFERENCIA OFICIALES DEL MERCADO HIPOTECARIO. EVIDENCIA EMPÍRICA ENTRE 2000-2013

En este trabajo exploramos las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los índices del mercado hipotecario vigentes en España en el año 2014. En el caso de existir relaciones de equilibrio a largo plazo, su cuantificación permitirá al prestatario poder elegir la pareja índice/diferencial menos costosa de entre los que le puede ofrecer un prestamista ya que la diferencia de un par de índices debe tender a su diferencial de equilibrio si realmente existe. Asimismo, también analizamos el impacto que ha tenido la crisis financiera iniciada en 2008 en las relaciones de equilibrio y causalidad entre los índices.

Palabras clave: préstamos referenciados, índices de referencia mercado hipotecario, cointegración, series temporales.

Clasificación JEL: E43, G21, R51.

1. Introducción

Durante la profunda transformación que sufrió el sistema financiero español a principios de los años ochenta se introdujeron los préstamos a tipo de interés variable, siendo regulados por primera vez con la Orden Ministerial de 17 de enero de 1981 sobre liberalización de tipos de interés y dividendos bancarios y la Circular

del Banco de España 12/1981 de 24 de febrero (Meneu *et al.*, 1994). De hecho, en préstamos para adquisición de vivienda residencial, pactados esencialmente a medio y largo plazo, el interés revisable se ha convertido en un estándar de mercado llegando a suponer, ya en 2002, la práctica totalidad de los saldos vivos (Alonso *et al.*, 2004).

Si bien la contratación de préstamos a interés revisable permite a una entidad de crédito disminuir el riesgo de interés del margen financiero y el riesgo de depreciación de unos activos susceptibles de ser movilizados, para el prestatario surge el riesgo de fluctuaciones en el

* Social and Business Research Laboratory. Facultad de Economía y Empresa. Universidad Rovira i Virgili

El autor agradece los comentarios de un evaluador anónimo. Versión febrero 2014.

tipo de interés¹, ya que este va fluctuando a lo largo de la vida del préstamo.

El prestatario, al elegir un préstamo a interés revisable, entre las diversas variables que considera en su elección, analizadas en Dhillon *et al.* (1987), una de las fundamentales es el binomio índice y diferencial. No podemos afirmar categóricamente que es «mejor» para el prestatario el índice A o el B, sino que dependerá del diferencial que se aplique a ambos índices. Por ejemplo, un índice A+1,30 por 100 es más barato que el índice B al que no se aplique diferencial si la relación de equilibrio a largo plazo es $B=A+1,5$ por 100. En cambio, el índice B+0,5 por 100 será más barato que el A+2,5 por 100 con dicha relación de equilibrio. No obstante, ambas afirmaciones serán sólidas en la medida en que, efectivamente, podamos establecer que $B=A+1,5$ por 100, para lo cual, la serie temporal que define la diferencia B-A debería ser estacionaria y, por tanto, ambos índices series cointegradas por el vector (1, -1). En esta línea, Climent (1997) analiza las relaciones de causalidad y cointegración de los índices de referencia hipotecarios vigentes según la CBE 5/94 en relación al tipo bancario a corto plazo de referencia en España en los años noventa, el míbor. En dicho trabajo, bajo la inspiración de Crockett *et al.* (1991), busca establecer los mecanismos de causalidad y equilibrio entre el tipo a corto plazo bancario y los representativos a más largo plazo (los IRPH de bancos, de cajas y del conjunto de entidades, el índice de la CECA y el rendimiento interno de la deuda pública), tal como hacen en los mercados de deuda pública (Bradley y Lumpkin, 1992).

En 2014, excepto el míbor (para préstamos pactados antes de 2000) y el rendimiento interno de la deuda pública, ninguno de los índices que analiza Climent

(1997) están vigentes. Nuestro análisis se centra en los índices aceptados como referencia en el mercado hipotecario español según el artículo 27 de la Orden EHA/2899/2011, de 28 de octubre, y se definen en la norma decimocuarta y anexo 8 de la Circular del Banco de España 5/2012.

En el siguiente apartado presentamos la base de datos utilizada y las características más relevantes del comportamiento de los índices durante el período 2000-2013. En el tercer apartado analizamos si el comportamiento de los diferenciales entre índices es congruente con una serie estacionaria, lo que sería indicativo de la existencia de una situación de equilibrio entre los mismos y, por tanto, tendría sentido comparar entre dos pares índice/diferencial. El análisis realizado en el tercer apartado es complementado con la estimación, en el apartado 4, de los modelos bivariantes autorregresivos con corrección del error que describen los índices. Tanto en el tercer como en el cuarto apartado también analizamos si la quiebra de Lehman Brothers supone un cambio en las relaciones entre índices. Finalizamos remarcando las conclusiones que entendemos que son más relevantes del trabajo que hemos efectuado.

2. Base de datos

Los índices que analizamos son los estipulados como oficiales del mercado hipotecario para nuevos contratos a tenor de lo que especifica el artículo 27 de la Orden EHA/2899/2011, de 28 de octubre y se definen en la norma decimocuarta y anexo 8 de la Circular del Banco de España 5/2012:

a) El euríbor que sustituyó el año 2000 al míbor, y que se trata desde el inicio de este siglo de índice preponderante (Álvarez y Gómez, 2003).

b) El tipo de los préstamos hipotecarios a más de tres años concedidos por el conjunto de las entidades de crédito (IRPH3), que sustituye a los conocidos como IRPH de cajas, IRPH de bancos y al índice de la CECA.

c) El tipo medio de los préstamos hipotecarios entre uno y cinco años para adquisición de vivienda libre

¹ Los préstamos a tipo fijo no están exentos de riesgos para el prestatario. En este caso el riesgo proviene de que en escenarios futuros de inflación baja (y previsiblemente, de tipos de interés bajos) la carga que supone la devolución del préstamo reduzca la renta disponible del prestatario. En cambio, con el tipo variable, el riesgo inflacionario es muy bajo siempre que los tipos de interés nominales y la renta del prestatario se muevan en la dirección de la inflación (ALONSO *et al.*, 2004).

concedidos por las entidades de crédito en la eurozona (PHZE1_5).

d) La tasa interna de retorno (TIR) de los *swaps* sobre tipos de interés al plazo de cinco años (IRS).

e) El tipo de rendimiento interno en el mercado secundario de la deuda pública entre dos y seis años (RIDP).

El valor de dichos índices se ha extraído con una periodicidad mensual de las series temporales del Banco de España y el período considerado es enero de 2000-diciembre de 2013. En el Gráfico 1 se puede observar que el índice con un menor valor ha sido, en términos generales, el euríbor, mientras que el que ha tomado un mayor valor ha sido el IRS. No obstante, entre 2005 y 2008, el PHZE1_5 se sitúa por debajo del euríbor. El IRPH3 y el rendimiento interno de la deuda pública parecen tener un comportamiento coincidente, pero este último toma valores ligeramente inferiores. También podemos observar que a finales de 2008 y a principios de 2009 parece producirse un punto de ruptura bastante claro, ampliándose el diferencial del resto de índices con el euríbor, que se sitúa sobre el 0,5 por 100. Además, el índice PHZE1_5 se coloca progresivamente en niveles superiores al IRPH3 y al RIDP. Entendemos que este cambio estructural es imputable a la crisis *subprime* iniciada en agosto de 2007, y cuyo momento culminante se produjo con la declaración de quiebra de Lehman Brothers en septiembre de 2008, lo que produjo cambios sustanciales tanto en las actuaciones del Banco Central Europeo (Andreu *et al.*, 2011), como en los mercados crediticios (Fernández y García, 2008) de renta fija soberana (Von Hagen, 2011) y corporativa (del Pino, 2012).

A continuación presentamos los contrastes de raíz unitaria de los tipos de interés en el nivel y en las primeras diferencias. Las metodologías ensayadas han sido el test aumentado de Dickey y Fuller (1979) que simbolizamos como ADF, el Phillips y Perron (1988), que anotamos como PP y Kiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), denotado como KPSS.

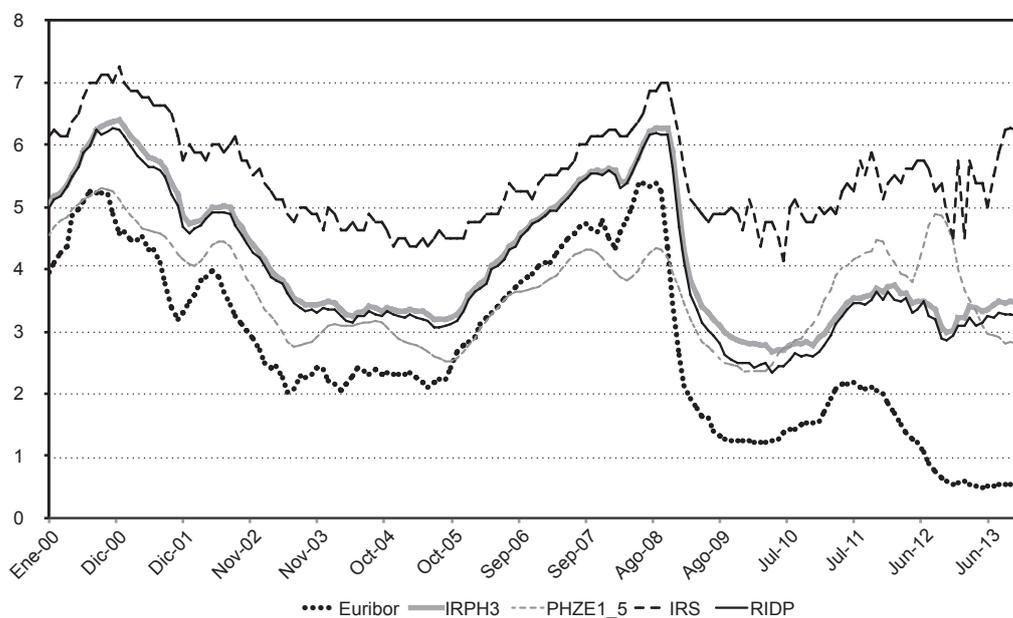
En los test ADF y PP la hipótesis nula a contrastar es que la serie analizada tiene una raíz unitaria

(es decir, que es no estacionaria). En ambos casos pueden utilizarse tres especificaciones alternativas: incluir un término de deriva y una tendencia determinística, incluir solo el término de deriva o no incluir ninguno. El modelo finalmente considerado a la hora de aceptar la existencia o no de raíz unitaria se ha fijado siguiendo el proceso secuencial indicado en Dolado *et al.* (1990). En el test KPSS la hipótesis nula a considerar es que la serie analizada es estacionaria, es decir, justo la contraria a la considerada en ADF y PP. Así, entendemos que la introducción del término de tendencia depende de que haya sido finalmente considerada la inclusión de tendencia determinística en las pruebas ADF y PP. Asimismo, hemos realizado los tests para todo el período conjunto, pero también separando un primer subperíodo, enero de 2000-diciembre de 2008, previo a la declaración de quiebra de Lehman Brothers y desde enero de 2009 hasta diciembre de 2013. En este sentido, Zivot y Andrews (1992), que denotamos como ZA, propone una modificación del test ADF ante la presencia de un cambio estructural, que también es ensayado partiendo de que este cambio, siguiendo la propuesta ZA, se detectó en diciembre de 2008.

Si pretendemos que las series de índices sean cointegradas de orden 0, estos en el nivel deberían tener un orden de integración igual a 1, lo que implicaría aceptar (rechazar) la hipótesis nula de ADF y PP (KPSS) en el nivel y rechazarla (aceptarla) en la primera diferencia. Podemos observar en el Cuadro 1 que esta pauta se cumple prácticamente al pie de la letra en todos los índices durante el período global y durante el primer subperíodo. Sí que es cierto que en el período 2000-2008 llama la atención que en los índices IRPH3 y RIDP, aunque con ADF y PP parecemos confirmar la no estacionariedad de los índices en el nivel y sí en su primera diferencia, con KPSS no rechazamos que las series sean estacionarias en el nivel. En el subperíodo 2009-2013 los resultados de los tests se alejan un poco más del postulado por nosotros. En el caso del IRS, mientras que con ADF aceptamos la existencia de raíz unitaria en su nivel y con KPSS

GRÁFICO 1

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE REFERENCIA HIPOTECARIA DURANTE EL PERÍODO 2000-2013.



FUENTE: Elaboración propia.

rechazamos la estacionariedad del mismo, el test PP rechaza la existencia de raíz unitaria en el nivel. En este punto vale la pena remarcar que Mahadeva y Robinson (2004) indican que el test PP es especialmente sensible en muestras pequeñas, como es la nuestra. Respecto al índice RIDP, los resultados apuntan a que se comporta sin ninguna fisura como una serie estacionaria en el nivel siendo, por tanto, integrada de orden 0.

Aplicando la modificación de ADF de Zivot y Andrews (1992), aceptamos que las series analizadas continúan teniendo una raíz unitaria en el nivel y siguen siendo estacionarias en sus primeras diferencias. En este último caso rechazamos la existencia de raíz unitaria en todas las series con un 1 por 100 de significación excepto en el PHZE1_5, para el que dicho rechazo se produce con un 10 por 100.

En el Cuadro 2 ofrecemos algunos estadísticos básicos de las fluctuaciones de los índices mes a

mes (es decir, de sus primeras diferencias) para todo el período global y para los subperíodos en que hemos dividido la muestra. Podemos observar que durante el período 2000-2013 el índice más volátil ha sido el IRS seguido del euríbor, del RIDP y del IRPH3; siendo el menos volátil el PHZE1_5. No obstante, no observamos homogeneidad en la jerarquía de volatilidades de los índices en todo el período analizado. Mientras que en el subperíodo 2000-2008 el índice más volátil es el euríbor seguido del IRS, en el período 2009-2013 el euríbor pasa a ser el índice menos volátil, presentando el IRS una desviación estándar exageradamente alta. Respecto a la jerarquía de volatilidades que puede hacerse con el IRPH3, PHZE1_5 y RIDP, esta tampoco se mantiene invariable. Mientras que en el período 2000-2008 el índice menos volátil es el PHZE1_5, en el siguiente subperíodo el índice con menor variabilidad es el

CUADRO 1

RESULTADOS DEL CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS CON LOS TEST ADF, PP Y KPSS

Prueba	Período 2000-2013				Período 2000-2008			Período 2009-2013		
	ADF	PP	KPSS	ZA	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Nivel euríbor	A	A	R*	A	A	A	R*	A	A	R*
Primera diferencia	R***	R***	A	R***	R***	R***	A	R***	R***	A
Nivel IRPH3	A	A	R*	A	A	A	A	A	A	R*
Primera diferencia	R***	R***	A	R***	R***	R***	A	R***	R***	A
Nivel PHZE1_5	R**	A	R**	A	A	A	R*	A	A	A
Primera diferencia	R**	R***	A	R*	R***	R***	A	R**	R***	A
Nivel IRS	A	A	R**	A	A	A	R***	A	R**	R**
Primera diferencia	R***	R***	A	R***	R***	R***	R*	R***	R***	A
Nivel RIDP	A	A	R**	A	A	A	A	R***	R***	R*
Primera diferencia	R**	R**	A	R**	R***	R***	A	R***	R***	A

NOTAS: Como A indicamos aceptación de la hipótesis nula del test, mientras que R· simboliza rechazo en un nivel de significación de los habituales. * Significa rechazo de la hipótesis nula al 10 por 100 de significación, ** al 5 por 100 y *** al 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

IRPH3. En todo el período global y en los dos subperíodos, tal como muestra el Cuadro 3, se rechaza la homogeneidad de la varianza de las variaciones de índices según la prueba de Levene interíndices. Asimismo, analizando la homogeneidad de la varianza intraíndices con la prueba F, rechazamos que la volatilidad del euríbor, PHZE1_5 e IRS sea homogénea entre los períodos 2000-2008 y 2009-2013 mientras que no rechazamos dicha homogeneidad en el IRPH3 y en el RIDP.

En el Cuadro 4 podemos observar que la dinámica autorregresiva de las primeras diferencias en los índices es común a todos, excepto en el IRS y también es similar entre los subperíodos en que dividimos nuestro horizonte de análisis. Se trata de series con una fuerte autocorrelación positiva, especialmente la de orden 1 y que decrece con bastante rapidez, lo que es congruente con el hecho de que las primeras

diferencias son series no integradas. También indica que su comportamiento se aleja de la eficiencia en el sentido débil, lo que coincide con los resultados de Terceño *et al.* (2002) sobre los índices hipotecarios definidos en la CBE 5/94. Asimismo, las bajas autocorrelaciones parciales a partir del orden 1 nos indican que un buen modelo para su ajuste es un autorregresivo de orden 1. El índice IRS presenta un comportamiento diferente al del resto de índices e, incluso, muy diferente entre el período 2000-2008 y el 2009-2013. Durante el período 2000-2008 aparece una estacionalidad anual positiva, pues la autocorrelación de orden 12 es del 45 por 100, muy elevada, mientras que hasta dicho orden las autocorrelaciones no eran significativas. En cambio, en el período 2009-2013 observamos una autocorrelación negativa significativa de orden 1 mientras que la estacionalidad anual parece desaparecer.

CUADRO 2
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS PRIMERAS DIFERENCIAS DE LOS ÍNDICES
(En %)

Período 2000-2013	Euribor	IRPH3	PHZE1_5	IRS	RIDP
Media	-0,021	-0,010	-0,011	0,001	-0,011
Mediana	0,000	0,009	-0,008	0,000	0,007
Máximo	0,484	0,212	0,368	1,250	0,261
Mínimo	-0,898	-0,908	-0,458	-1,250	-0,951
Desviación estándar	0,181	0,144	0,123	0,280	0,156
Asimetría	-1,883	-2,360	-0,221	0,607	-2,089
Curtosis	10,643	13,833	3,720	9,012	11,670
Período 2000-2008	Euribor	IRPH3	PHZE1_5	IRS	RIDP
Media	-0,005	0,008	-0,006	0,005	0,006
Mediana	0,032	0,016	0,000	0,000	0,008
Máximo	0,484	0,212	0,155	0,375	0,261
Mínimo	-0,898	-0,367	-0,230	-0,375	-0,531
Desviación estándar	0,195	0,114	0,093	0,162	0,126
Asimetría	-1,775	-0,575	-0,217	-0,122	-0,813
Curtosis	9,706	3,588	2,115	2,884	5,115
Período 2009-2013	Euribor	IRPH3	PHZE1_5	IRS	RIDP
Media	-0,037	-0,027	-0,015	0,002	-0,025
Mediana	-0,016	-0,004	-0,024	0,000	-0,007
Máximo	0,210	0,196	0,368	1,250	0,180
Mínimo	-0,487	-0,659	-0,458	-1,250	-0,564
Desviación estándar	0,109	0,145	0,164	0,420	0,156
Asimetría	-1,111	-2,078	-0,092	0,559	-1,454
Curtosis	6,950	9,580	2,982	5,132	5,621

NOTA: * Indica rechazo de la hipótesis nula al 10 por 100 de significación, ** al 5 por 100 y *** al 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

3. Contraste de la cointegración de los índices a través de su *spread*

En este apartado contrastamos si existen las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los índices a través de sus diferenciales. Así, si definimos al *spread*

de dos índices I_1 e I_2 como $dif = I_2 - I_1$, contrastaremos la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo $I_2 - I_1 = d$, siendo d un diferencial constante al que *dif* tiende en el largo plazo.

En las decisiones de endeudamiento con préstamos revisables, una de las variables más relevantes de

CUADRO 3

RESULTADOS DEL CONTRASTE DE LA HOMOGENEIDAD DE LA VARIANZA DE LAS VARIACIONES MENSUALES DE LOS ÍNDICES

Prueba de Levene de homogeneidad de varianzas entre índices				
Período 2000-2013		Período 2000-2008		Período 2009-2013
F=11,875***		F=7,015***		F=13,939***
Prueba F de Snedecor de igualdad de varianzas de la variación del índice entre los subperíodos 2000-2008 y 2009-2013				
Euríbor	IRPH3	PHZE1_5	IRS	RIDP
F=3,700***	F=1,016	F=2,903***	F=6,227***	F=1,002

NOTA: * Indica rechazo de la hipótesis nula al 10 por 100 de significación, ** al 5 por 100 y *** al 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

entre las analizadas en Dhillon *et al.* (1987) es el índice con el que se revisará el préstamo y el diferencial que se le aplicará. Así, la relación a largo plazo entre I_1 e I_2 nos permitirá sopesar si es más favorable una revisión con I_1 aplicando un diferencial d_1 o bien revisar con I_2 y el diferencial d_2 . Si la relación $I_2 - I_1$ tiende a d , siempre que $d_2 - d_1 > d$, será preferible utilizar I_1 , mientras que si $d_2 - d_1 < d$ será preferible el segundo índice. Si $d_2 - d_1 = d$, no podríamos afirmar que ninguno de los pares índice/diferencial sea más favorable. Obviamente, este razonamiento será relevante siempre que realmente el *spread* que definen los dos índices tienda a un valor de equilibrio, lo que es motivo de contrastación en este apartado.

Para establecer la existencia de equilibrio a largo plazo entre índices, deberíamos explorar si los índices, que hemos comprobado que se comportan como series integradas² de orden 1, están cointegrados con el vector (1, -1), siendo la combinación lineal que definan las mismas una serie no integrada. Para ello, en dos índices, I_j , $j=1,2$, el diferencial en t es definido como:

$$dif_t = I_{2,t} - I_{1,t} \quad t=1,2,\dots,T \quad [1]$$

siendo T el tamaño de la muestra, que abarcará todo el período 2000-2013 e $I_{2,t}(I_{1,t})$ la observación del índice j en t . Así, regresaremos con mínimos cuadrados ordinarios:

$$I_{2,t} - I_{1,t} = d_A + d_B p_t + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots,T \quad [2]$$

Donde, p_t es una variable *dummy* que recoge si la observación es prequiebra de Lehman Brothers (valor 0) o postquiebra (valor 1). Así, d_A es un coeficiente que recoge el valor del *spread* entre I_1 e I_2 hasta 2008; mientras que d_B recoge la variación del *spread* a partir de la quiebra de Lehman Brothers, que es donde hemos supuesto un punto de ruptura. Finalmente, ε_t es el término de perturbación aleatorio.

Si (1, -1) es efectivamente un vector de cointegración de los índices, ε_t tiene que conformar una serie estacionaria (Engle y Granger, 1987). Así, contrastamos si dichos residuos son estacionarios con las pruebas ADF, PP y KPSS. Dada su procedencia, cuyo promedio debe ser nulo al provenir de una regresión mínimo-cuadrática, y que no deben tener tendencia determinística, ya que su evolución ya fue considerada al incluir la variable *dummy* p_t , la especificación que consideramos en los tests ADF y PP no incluye

² La única salvedad sería la serie RIDP durante el período 2009-2013.

CUADRO 4
AUTOCORRELACIONES DE LA FLUCTUACIÓN DE LOS ÍNDICES Y SIGNIFICACIÓN

Euríbor									
k	Período 2000-2013			Período 2000-2008			Período 2009-2013		
	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q
1	0,693	0,693	80,260***	0,542	0,542	32,326***	0,625	0,625	23,098***
2	0,446	-0,067	113,65***	0,186	-0,153	36,167***	0,465	0,121	36,079***
3	0,322	0,075	131,21***	0,166	0,192	39,242***	0,354	0,039	43,761***
4	0,133	-0,203	134,22***	0,033	-0,193	39,366***	0,274	0,018	48,448***
5	-0,002	-0,032	134,22***	-0,125	-0,075	41,146***	0,328	0,200	55,306***
6	-0,015	0,071	134,26***	-0,123	-0,016	42,901***	0,228	-0,106	58,671***
7	-0,079	-0,105	135,33***	-0,117	-0,057	44,489***	0,201	0,033	61,350***
8	-0,057	0,119	135,90***	-0,075	0,073	45,152***	0,108	-0,101	62,136***
9	0,018	0,042	135,96***	0,088	0,159	46,067***	-0,028	-0,157	62,190***
10	0,055	0,037	136,49***	0,191	0,082	50,434***	-0,155	-0,220	63,878***
11	0,018	-0,120	136,54***	0,087	-0,116	51,346***	-0,183	0,013	66,283***
12	-0,019	-0,066	136,61***	-0,029	-0,112	51,448***	-0,211	-0,099	69,565***

IRPH3									
k	Período 2000-2013			Período 2000-2008			Período 2009-2013		
	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q
1	0,753	0,753	94,776***	0,707	0,707	55,022***	0,546	0,546	17,595***
2	0,560	-0,016	147,57***	0,554	0,109	89,157***	0,380	0,117	26,275***
3	0,354	-0,146	168,74***	0,407	-0,038	107,77***	0,195	-0,076	28,594***
4	0,206	-0,018	175,97***	0,232	-0,149	113,84***	0,164	0,074	30,267***
5	0,099	-0,011	177,63***	0,134	0,001	115,90***	0,192	0,124	32,609***
6	0,044	0,023	177,97***	0,135	0,154	117,99***	0,178	0,017	34,666***
7	0,013	-0,002	178,00***	0,134	0,063	120,09***	0,174	0,035	36,684***
8	-0,021	-0,052	178,07***	0,166	0,058	123,34***	0,061	-0,103	36,932***
9	0,026	0,149	178,20***	0,234	0,105	129,86***	0,022	-0,017	36,966***
10	0,055	0,011	178,74***	0,171	-0,153	133,39***	-0,041	-0,054	37,082***
11	0,041	-0,107	179,03***	0,113	-0,076	134,92***	-0,043	-0,022	37,214***
12	0,016	-0,021	179,08***	0,099	0,073	136,14***	-0,020	0,018	37,243***

PHZE1_5									
k	Período 2000-2013			Período 2000-2008			Período 2009-2013		
	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q
1	0,832	0,832	115,66***	0,836	0,836	76,899***	0,793	0,793	37,151***
2	0,605	-0,286	177,08***	0,609	-0,297	118,15***	0,535	-0,255	54,341***
3	0,384	-0,087	202,06***	0,389	-0,085	135,13***	0,307	-0,067	60,100***
4	0,167	-0,163	206,80***	0,187	-0,107	139,10***	0,105	-0,119	60,788***
5	-0,025	-0,092	206,90***	0,022	-0,054	139,15***	-0,066	-0,104	61,067***
6	-0,140	0,054	210,28***	-0,069	0,075	139,70***	-0,158	0,031	62,697***
7	-0,081	0,416	211,43***	-0,064	0,154	140,18***	-0,040	0,435	62,804***
8	-0,022	-0,204	211,51***	-0,037	-0,059	140,34***	0,046	-0,216	62,949***
9	0,006	-0,117	211,52***	-0,011	-0,038	140,36***	0,071	-0,089	63,298***
10	0,019	-0,111	211,58***	-0,020	-0,132	140,41***	0,077	-0,021	63,719***
11	0,022	0,021	211,67***	-0,057	-0,069	140,80***	0,072	-0,012	64,095***
12	0,016	0,114	211,71***	-0,099	0,015	142,00***	0,066	0,113	64,414***

CUADRO 4 (continuación)
AUTOCORRELACIONES DE LA FLUCTUACIÓN DE LOS ÍNDICES Y SIGNIFICACIÓN

k	IRS								
	Período 2000-2013			Período 2000-2008			Período 2009-2013		
	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q
1	-0,310	-0,310	16,093***	-0,013	-0,013	0,0172	-0,449	-0,449	11,924***
2	0,146	0,055	19,678***	0,010	0,010	0,0278	0,143	-0,074	13,158***
3	0,052	0,124	20,128***	0,218	0,218	5,3574	-0,014	0,027	13,171***
4	0,021	0,069	20,202***	0,022	0,029	5,4103	0,016	0,038	13,187**
5	-0,033	-0,035	20,389***	0,017	0,014	5,4427	-0,034	-0,021	13,260**
6	-0,033	-0,082	20,578***	0,085	0,039	6,2755	-0,039	-0,085	13,358**
7	-0,010	-0,046	20,594***	-0,016	-0,026	6,3041	0,031	-0,025	13,421*
8	-0,009	-0,002	20,607***	0,080	0,075	7,0605	-0,008	0,009	13,425*
9	0,081	0,114	21,763**	0,103	0,084	8,3186	0,102	0,138	14,138
10	-0,120	-0,065	24,313***	-0,100	-0,098	9,5166	-0,122	-0,031	15,196
11	0,027	-0,065	24,444**	-0,049	-0,094	9,8134	0,026	-0,084	15,243
12	0,149	0,159	28,398***	0,457	0,447	35,480***	0,080	0,068	15,721
13	-0,105	0,005	30,403***	-0,145	-0,137	38,082***	-0,084	0,001	16,253
14	0,070	0,015	31,292***	-0,027	-0,044	38,173***	0,066	0,045	16,587
15	-0,034	-0,038	31,507***	0,063	-0,124	38,680***	-0,060	-0,024	16,870
16	-0,114	-0,182	33,899***	-0,038	0,026	38,867***	-0,102	-0,209	17,710
17	0,128	0,078	36,918***	0,018	0,030	38,911***	0,161	0,054	19,862
18	-0,108	0,010	39,089***	0,052	0,049	39,267***	-0,163	-0,047	22,131
19	0,026	0,020	39,215***	0,052	0,119	39,628***	0,092	0,025	22,869
20	-0,063	-0,085	39,953***	0,064	-0,046	40,170***	-0,052	-0,022	23,109
21	0,015	-0,083	39,995***	0,024	-0,042	40,248***	0,019	-0,076	23,144
22	0,011	0,074	40,018**	-0,072	-0,012	40,963***	0,038	0,067	23,285
23	-0,082	-0,059	41,324**	-0,016	0,028	41,001**	-0,090	-0,052	24,090
24	0,157	0,132	46,122***	0,384	0,239	61,681***	0,092	0,049	24,943

k	RIDP								
	Período 2000-2013			Período 2000-2008			Período 2009-2013		
	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q	AC	PAC	Q
1	0,635	0,635	67,337***	0,548	0,548	33,053***	0,399	0,399	9,3800***
2	0,512	0,182	111,39***	0,452	0,217	55,761***	0,343	0,218	16,439***
3	0,353	-0,050	132,44***	0,311	-0,002	66,635***	0,274	0,101	21,052***
4	0,154	-0,187	136,46***	0,145	-0,129	69,023***	0,066	-0,148	21,325***
5	0,125	0,094	139,15***	0,082	-0,015	69,797***	0,243	0,225	25,093***
6	0,054	0,003	139,66***	0,060	0,054	70,217***	0,224	0,120	28,359***
7	-0,006	-0,063	139,66***	0,097	0,112	71,325***	0,096	-0,103	28,977***
8	0,049	0,103	140,08***	0,125	0,062	73,160***	0,161	0,017	30,728***
9	0,041	0,031	140,38***	0,235	0,164	79,719***	0,003	-0,072	30,729***
10	0,051	-0,013	140,83***	0,170	-0,079	83,175***	-0,076	-0,121	31,132***
11	0,041	-0,052	141,14***	0,087	-0,143	84,100***	-0,006	-0,007	31,135***
12	-0,005	-0,035	141,15***	0,083	0,023	84,940***	-0,049	0,029	31,310***

NOTAS: K, indica orden; AC, autocorrelación; PAC, autocorrelación parcial y Q el estadístico de Box-Jenkins. * Indica rechazo de la hipótesis nula al 10 por 100 de significación, ** al 5 por 100 y *** al 1 por 100 en la prueba de Box-Jenkins, que para un orden k contrasta la hipótesis nula conjunta $\rho_1=\rho_2=\dots=\rho_k=0$, siendo ρ_j la autocorrelación de orden j.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 5
RESULTADOS DEL AJUSTE DE LA ECUACIÓN [2] Y DEL TESTEO DE LA ESTACIONARIEDAD DE LOS RESIDUOS DE LAS ECUACIONES

Índice 1	Índice 2	d_A	d_B	R^2 (%)	ADF	PP	KPSS
Euríbor	IRPH3	1,105***	0,799***	41,65	-2,691***	-2,219**	0,223
Euríbor	PHZE1_5	0,233***	1,830***	61,18	-2,156***	-2,123**	0,278
Euríbor	IRS	2,076***	1,735***	65,49	-1,788*	-2,333**	0,272
Euríbor	RIDP	1,018***	0,687***	35,31	-1,909*	-2,091**	0,201
IRPH3	PHZE1_5	-0,872***	1,031***	45,53	-2,993***	-2,187**	0,177
IRPH3	IRS	0,971***	0,936***	66,75	-2,985***	-5,579***	0,214
IRPH3	RIDP	-0,087***	-0,112***	40,37	-2,698**	-4,362***	0,163
PHZE1_5	IRS	1,843***	-0,094	0,28	-2,133**	-3,349***	0,099
PHZE1_5	RIDP	0,785***	-1,142***	52,78	-2,840***	-2,206**	0,195
IRS	RIDP	-1,058***	-1,048***	70,00	-3,504***	-5,555***	0,223

NOTAS: d_A y d_B vienen expresados en tanto porcentual, R^2 es el coeficiente de determinación ajustado, mientras que en ADF, PP y KPSS viene el estadístico asociado a dichas pruebas para contrastar la estacionalidad de las series. * Indica rechazo de la hipótesis nula que se contrasta al 10 por 100 de significación, ** al 5 por 100 y *** al 1 por 100. En las columnas d_A y d_B la hipótesis nula que se contrasta es que el coeficiente es nulo. En ADF y PP que los residuos de (...) se comportan como una serie integrada de orden 1, mientras que con KPSS contrastamos que los residuos de las regresiones se comportan como una serie estacionaria.

FUENTE: Elaboración propia.

constante ni término de tendencia. En consecuencia, el test KPSS no incluye en su especificación un término de tendencia determinística.

Los resultados del Cuadro 5 nos sugieren, en primer lugar, que la quiebra de Lehman Brothers supone una variación significativa en los teóricos diferenciales de equilibrio vigentes durante el período 2000-2008. En todos los casos la significación estadística es muy elevada (de hecho, la ratio t de Student siempre supera 4) excepto en el diferencial que definen el PHZE1_5 y los IRS, donde d_B no es significativamente diferente de 0, por lo que en este caso no podríamos sostener un cambio estructural en el diferencial. Asimismo, los coeficientes de determinación en todas las regresiones, excepto en el caso de la que liga PHZE1_5 e IRS superan el 35 por 100, situándose en varios casos en torno al 65-70 por 100; es decir, los ajustes obtenidos son razonablemente buenos. Los estadísticos ADF y PP nos

informan de que se rechaza, normalmente al menos al 5 por 100, la hipótesis nula de que los residuos tienen una raíz unitaria, mientras que con KPSS aceptamos que los residuos son estacionarios. Solo en el caso de los diferenciales que definen IRS y RIDP con euríbor, cuando aplicamos ADF, rechazamos la existencia de raíz unitaria con un nivel de significación «únicamente» del 10 por 100. El rechazo se produce solo al 5 por 100 con PP y aceptamos la estacionariedad con KPSS.

4. Descripción de las relaciones entre índices con sistemas bivariantes autorregresivos con corrección del error

La existencia de cointegración entre dos variables nos permite explicar su dinámica mediante un modelo vectorial autorregresivo con término de corrección del error (TCE) (Engle y Granger, 1987). El error que debe

«corregirse» es el desequilibrio entre las dos variables cointegradas en un momento concreto, que viene medido por el residuo de [2]. Excepto en el caso en que en el diferencial [1] y [2] se encuentre el IRS, el modelo bivariante autorregresivo estimado es:

$$\Delta I_{1,t} = \alpha_{1,1} \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{1,1}^* p_t \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{1,2} \Delta I_{2,t-1} + \alpha_{1,2}^* p_t \Delta I_{2,t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1,t} \quad [3a]$$

$$\Delta I_{2,t} = \alpha_{2,1} \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{2,1}^* p_t \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{2,2} \Delta I_{2,t-1} + \alpha_{2,2}^* p_t \Delta I_{2,t-1} + \gamma_2 \varepsilon_{t-1} + u_{2,t} \quad [3b]$$

siendo: $u_{i,t}, i=1,2$ ruido blanco. Asimismo, $\alpha_{k,k}, k=1,2$ son términos autorregresivos de orden 1, orden que entendemos que es suficiente dado el tamaño de la muestra y la estructura autorregresiva de la primera diferencia observada en el Cuadro 4. Asimismo, recogemos la posible modificación de su estructura autorregresiva a partir de 2009 con $\alpha_{k,k}^*$ $k=1,2$ ya que p_t es la misma variable dicotómica de [2].

En [3a,3b] los términos de corrección del error son $\gamma_1 \varepsilon_{t-1}$ y $\gamma_2 \varepsilon_{t-1}$, siendo ε_{t-1} el error en $t-1$ en [2], mientras que γ_1 y γ_2 miden la velocidad con la que los índices 1 y 2, respectivamente, retornan a la situación de equilibrio. Tal como están definidos los diferenciales en [1], es de esperar que el signo de γ_1 y γ_2 sea diferente y, concretamente, $\gamma_1 > 0$ y $\gamma_2 < 0$. Por ejemplo, supongamos que en t , $I_{2,t} - I_{1,t} = 2,5$ por 100, mientras que según la situación de equilibrio $I_2 - I_1 = 2$ por 100. Así, nos encontramos ante un desequilibrio de 0,5 por 100 que, bien se debe corregir disminuyendo el siguiente período el segundo índice, de tal manera que con la corrección $\gamma_2 \cdot 0,5$ por 100, $\gamma_2 < 0$; bien aumentando el primero $\gamma_1 \cdot 0,5$ por 100, $\gamma_1 > 0$ o produciéndose ambas correcciones a la vez.

La significación de los coeficientes $\alpha_{3-k,k}, k=1,2$ nos informará el grado de causalidad que el primer ($k=1$) o segundo índice ($k=2$) tiene en el otro ($3-k$) en el período prequiebra de Lehman Brothers, mientras que el término autorregresivo $\alpha_{3-k,k}^*$ $k=1,2$ nos indica si la relación de causalidad se ha modificado significativamente a partir de 2009.

En el caso en que alguno de los dos índices sea IRS (I_1 en el diferencial que define con el RIDP e I_2 con el resto), tenemos en cuenta la estacionalidad anual de IRS en el período 2000-2008, de tal manera que:

$$\Delta I_{1,t} = \alpha_{1,1} \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{1,1}^* p_t \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{1,2} \Delta I_{2,t-1} + \alpha_{1,2}^* p_t \Delta I_{2,t-1} + \alpha_{1,IRS} (1-p_t) \Delta I_{IRS,t-12} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1,t} \quad [4a]$$

$$\Delta I_{2,t} = \alpha_{2,1} \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{2,1}^* p_t \Delta I_{1,t-1} + \alpha_{2,2} \Delta I_{2,t-1} + \alpha_{2,2}^* p_t \Delta I_{2,t-1} + \alpha_{2,IRS} (1-p_t) \Delta I_{IRS,t-12} + \gamma_2 \varepsilon_{t-1} + u_{2,t} \quad [4b]$$

donde $\alpha_{(*)IRS}$ mide el impacto de la fluctuación del IRS retardada 12 meses en la ecuación (*), $\Delta I_{IRS,t-12}$ es la fluctuación retardada 12 períodos del índice IRS, y p_t tiene el significado ya expuesto.

En el Cuadro 6 podemos observar que los términos autorregresivos suelen ser siempre significativos. Las únicas excepciones son el RIDP en su sistema con el IRPH3 y el IRS en su sistema con PHZE1_5. En todos los índices excepto en IRS, su valor para el período 2000-2008 ya es significativo, mientras que en IRS su significación se manifiesta a partir de 2009. Asimismo, cuando son significativos, presentan signo positivo en todos los índices excepto, como siempre, en IRS, lo cual era esperable ya que presentan una notable autocorrelación positiva. En IRS el término autorregresivo es siempre negativo pero solo es significativo su incremento a partir de 2009, lo cual también es congruente con los resultados del Cuadro 4. Por otra parte, podemos observar en el Cuadro 7 que el término que recoge la estacionalidad anual del IRS durante el período 2000-2008 es significativo y positivo en su propia ecuación en todos los sistemas.

También podemos observar en el Cuadro 6 que los términos de corrección del error, cuando son significativamente diferentes de cero, el signo que presentan es el esperado, $\gamma_1 > 0$ y $\gamma_2 < 0$. Asimismo, excepto en tres sistemas (euríbor con el IRPH3, euríbor con RIDP e IRPH3 con RIDP) hay al menos una ecuación en la que el TCE es significativo.

Puede observarse que en los sistemas en los que aparece el euríbor, este incide en las variaciones del

CUADRO 6

RESULTADOS DEL AJUSTE DEL VAR CON CORRECCIÓN DEL ERROR [3A-3B] Y [4A-4B]

Índice 1	Índice 2	$\alpha_{1,1}$	$\alpha_{1,1}^*$	$\alpha_{1,2}$	$\alpha_{1,2}^*$	γ_1	R ² (en%)	$\alpha_{2,1}$	$\alpha_{2,1}^*$	$\alpha_{2,2}$	$\alpha_{2,2}^*$	γ_2	R ² (en%)
Euríbor	IRPH3	0,6865 ^a	0,1674	-0,0406	-0,1205	-0,0003	47,37	0,3254 ^a	0,4323 ^a	0,5466 ^a	-0,439 ^a	-0,0178	81,44
Euríbor	PHZE1_5	0,7339 ^a	0,000	-0,1556	0,1402	0,0094	48,73	0,1455 ^a	-0,0503	0,6684 ^a	0,0906	-0,0216 ^a	74,21
Euríbor	IRS	0,6926 ^a	0,0427	-0,0147	0,1084	0,0009	48,39	0,3444 ^b	0,4373 ^b	-0,1274	-0,335 ^c	-0,0724 ^b	33,58
Euríbor	RIDP	0,6893 ^a	0,1033	-0,0825	-0,0014	-0,0066	47,23	0,4343 ^a	0,5137 ^a	0,3597 ^a	-0,463 ^a	-0,0229	73,98
IRPH3	PHZE1_5	0,4532 ^a	0,2445 ^c	0,5474 ^a	-0,571 ^a	0,0318 ^b	61,14	-0,0441	0,0988	0,9309 ^a	-0,1251	-0,0165	69,84
IRPH3	IRS	0,7627 ^a	0,0432	0,0274	-0,1176	-0,0164	57,37	0,4607 ^c	0,6289 ^c	-0,2121	-0,299 ^a	-0,190a	37,77
IRPH3	RIDP	0,7427 ^b	-0,4611	-0,0045	0,4171	0,1686	58,18	1,0288 ^b	-0,5118	-0,2849	0,4532	-0,0215	42,22
PHZE1_5	IRS	0,9884 ^a	-0,1549 ^c	-0,077 ^c	0,1091 ^b	-0,039 ^a	72,49	0,8151 ^a	-0,723 ^b	-0,1804	-0,1701	-0,0988 ^b	22,57
PHZE1_5	RIDP	0,8847 ^a	-0,0747	0,0020	0,0467	0,0203 ^c	70,05	0,7466 ^a	-0,750	0,2562 ^c	0,3219 ^b	-0,0406 ^b	47,25
IRS	RIDP	-0,1962	-0,296 ^c	0,3813	0,5576	0,1759 ^b	35,43	0,0603	-0,1481	0,6788 ^a	-0,0048	0,0345	40,42

NOTAS: «c» denota rechazo de la hipótesis nula de que el coeficiente de la ecuación estimada es significativo al 10 por 100, «b» al 5 por 100 y «a» al 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

resto de índices hasta 2008, ya que $\alpha_{2,1}$ siempre es significativo e incluso a partir de 2009, dicha causalidad, excepto hacia PHZE1_5, se ha incrementado significativamente. En cambio, nunca existe causalidad recíproca. Este resultado está en consonancia con Climent (1997), que observaba que el míbor era una variable causal del resto de índices hipotecarios definidos en la CBE 5/94. También observamos que mientras que el índice IRS y el PHZE1_5 parecen buscar el equilibrio hacia el euríbor, ya que los coeficientes de corrección del error en su ecuación son siempre significativos, en la ecuación del euríbor γ_1 no es significativo. En los sistemas que relacionan las fluctuaciones del euríbor con el IRPH3 y el RIDP ninguno de los dos TCE son significativos.

En el sistema definido por el IRPH3 y el PHZE1_5 existe una causalidad del segundo hacia el primero ($\alpha_{1,2}$ es significativamente diferente de 0) pero esta cambia de manera significativa tras la quiebra de Lehman Brothers pudiendo incluso desaparecer, ya que la variación del impacto de PHZE1_5 sobre IRPH3 a partir

de 2009, $\alpha_{1,2}^*$, es de signo contrario a $\alpha_{1,2}$ de magnitud similar y significativamente diferente de 0. En cambio, mientras que la significación de γ_1 nos permite afirmar que el IRPH3 busca el equilibrio con PHZE1_5, el proceso inverso no se produce ya que γ_2 no tiene significación estadística. También observamos que los retardos de las fluctuaciones de IRPH3 tienen incidencia significativa sobre IRS, que aumenta significativamente a partir de 2009, pero que dicha incidencia no es recíproca. Asimismo, en dicho sistema, solo la ecuación de IRS tiene un coeficiente en el TCE significativo en el sistema. También puede observarse que en la relación de IRPH3 y RIDP no hay TCE significativos pero sí causalidad de IRPH3 hacia RIDP, que no cambia significativamente a partir de 2009.

En los sistemas que relacionan el PHZE1_5 con IRS y RIDP el término retardado del primero incide en los movimientos de los últimos tipos. A partir de 2009 el cambio de su incidencia en IRS no es significativo pero sí su disminución en la ecuación con RIDP. En ambos

CUADRO 7

VALORES AJUSTADOS PARA LOS COEFICIENTES QUE RECOGEN LA ESTACIONALIDAD ANUAL DE IRS EN [3A-3B] Y [4A-4B]

Índice 1	Índice 2	$\alpha_{1,IRS}$	$\alpha_{2,IRS}$
Euríbor	IRS	-0,0001	0,0004 ^a
IRPH3	IRS	0,0690	0,3418 ^b
PHZE1_5	IRS	-0,0426	0,4787 ^a
IRS	RIDP	0,3568 ^b	0,0901

NOTA: «c» indica rechazo de la hipótesis nula de que el coeficiente de la ecuación estimada es significativo al 10 por 100, «b» al 5 por 100 y «a» al 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

sistemas, tanto γ_1 como γ_2 tienen una significación estadística de, al menos, el 10 por 100.

En el sistema que relaciona IRS y RIDP se observa que no hay una causalidad recíproca, y mientras que en la ecuación de IRS el TCE es significativo, en la ecuación del RIDP no lo es.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos analizado el comportamiento de los índices de referencia del mercado hipotecario oficiales según el artículo 27 de la Orden EHA/2899/2011, de 28 de octubre y que se definen en la norma decimo cuarta y anexo 8 de la Circular del Banco de España 5/2012, durante el período 2000-2013. En primer lugar hemos contrastado la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo de los índices hipotecarios a partir de los *spreads* que definen sus diferencias, lo que nos permite contestar la cuestión de si un determinado índice con un diferencial dado, u otro par diferente índice/diferencial, están en equilibrio, o bien uno supone un coste superior o inferior al otro.

Los resultados obtenidos apuntan a que todos los índices hipotecarios presentan relaciones de equilibrio a

largo plazo. En el tercer apartado no hemos rechazado la estacionariedad de los *spreads* que definen dos a dos dichos índices. Asimismo, en el cuarto apartado hemos observado que en los modelos vectoriales autorregresivos con término de corrección del error, al menos en alguna de las dos ecuaciones autorregresivas dicho término de corrección es significativo. La excepción a esta última afirmación son los diferenciales definidos por el euríbor con el IRPH3, el euríbor con el RIDP y el IRPH3 con el RIDP.

Hemos podido observar que, excepto en el diferencial que define el PHZE1_5 con el IRS, la quiebra de Lehman Brothers supone un punto de inflexión en el diferencial entre los diversos índices. Asimismo, las relaciones de causalidad entre muchos índices estimadas a través de su VAR con corrección del error han cambiado a partir de 2009. Por ejemplo, mientras que la causalidad del euríbor en el IRPH3 y PHZE1_5 se afianza a partir de 2009, la influencia de PHZE1_5 sobre IRPH3 e IRS disminuye hasta posiblemente desaparecer.

Los resultados del Cuadro 5 permiten cuantificar las relaciones a largo plazo, entre los índices de referencia hipotecarios a través de sus *spreads*, lo que puede ser de gran utilidad en la decisión sobre el índice que es más favorable en un eventual préstamo. Así, por ejemplo, podemos establecer una relación entre el euríbor y el PHZE1_5 a largo plazo, tal como $PHZE1_5 = \text{euríbor} + 0,233$ por 100 en el período prequiebra de Lehman Brothers y $PHZE1_5 = \text{euríbor} + 2,063$ por 100 a partir de 2009. Por tanto, en el año 2014, un prestatario, ante la disyuntiva de endeudarse con un PHZE1_5 sin margen o un euríbor con un determinado margen, debería preferir el euríbor si dicho margen no fuera superior al 2,063 por 100 y el PHZE1_5 en caso contrario.

Por otra parte, y al igual que Climent (1997), en el cuarto apartado hemos observado que el tipo de interés a corto plazo del mercado hipotecario, el euríbor, causa (es decir, ayuda a predecir) el resto de índices, que en todos los casos son tipos de interés a largo plazo. Incluso se observa que la sensibilidad de todos los índices a las variaciones del euríbor, excepto la del PHZE1_5, suele aumentar a partir de 2009.

Referencias bibliográficas

- [1] ALONSO, F.; BLANCO, R. y DE RÍO, A. (2004). «Créditos hipotecarios a tipo de interés fijo frente a tipo variable: comparación de riesgos e implicaciones macroeconómicas». *Boletín Económico del Banco de España*, abril, pp. 73-83.
- [2] ÁLVAREZ, P. y GÓMEZ, J. M. (2003). «La estructura de tipos de interés en los préstamos hipotecarios sobre viviendas». *Boletín Económico del Banco de España*, julio-agosto, pp. 95-104.
- [3] ANDREU, J.; MOLINA, M. C. y SARDÀ, S. (2011). «Análisis de la efectividad de las actuaciones del BCE en el mercado interbancario durante el período 2007-2010». *Boletín de Información Comercial Española*, nº 3020, pp.15-26.
- [4] BRADLEY, M. G. y LUMPKIN, S. A. (1992). «The Treasury Yield Curve as a Cointegrated System». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, nº 3, pp. 449-463.
- [5] CLIMENT, F. J. (1997). «Relaciones entre los índices de referencia de los préstamos indizados en España. Un análisis de causalidad y cointegración». *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXVI, nº 90, pp. 111-143.
- [6] CROCKETT, J. H.; NOTHAFT, F. E. y WANG, G. H. (1991). «Among Adjustable-rate Mortgage Indexes». *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 4, nº 4, pp. 409-419.
- [7] DEL PINO, A. (2012). «Los efectos del riesgo soberano sobre la deuda privada en España». *Perspectivas del sistema financiero español*, vol. 105, pp. 83-103.
- [8] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root». *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- [9] DHILLON, U. S.; SHILLING, J. D. y SIRMANS, C. F. (1987). «Choosing Between Fixed and Adjustable Rate Mortgages: A Note». *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 19, nº 1, pp. 260-267.
- [10] DOLADO, J. J.; JENKINSON, T. y SOSVILLA-RIVERO, S. (1990). «Cointegration and Unit Roots». *Journal of Economic Surveys*, nº 3, pp. 249-73.
- [11] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987). «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». Vol. 55, nº 2, *Econometrica*, pp. 251-276.
- [12] FERNÁNDEZ, S. y GARCÍA, A. (2008). «Algunas implicaciones de la crisis financiera sobre la banca minorista». *Estabilidad Financiera*, vol. 15, pp. 55-72.
- [13] FUENTES, D. (2010). «Una nota sobre la relevancia del sistema de amortización en el mercado hipotecario de valores entre 1998-2008». *Boletín de Información Comercial Española*, vol. 2984, pp. 17-28.
- [14] KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992). «Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root». *Journal of Econometrics*, vol. 54, nº 1-3, pp. 159-178.
- [15] MAHADEVA, L. y ROBINSON, P. (2004). *Unit Root Testing to Help Model Building*. Bank of England. *Handbooks in Central Banking*, 22.
- [16] MARTÍNEZ, L.B. y TERCEÑO, A. (1997). «El mercado de renta fija europeo de 1999 a 2011: efectos de la unión monetaria y la crisis financiera». *Boletín de Información Comercial Española*, nº. 3028, pp. 29-39.
- [17] MENEU, V.; JORDÀ, M. P. y BARREIRA, M. T. (1994). *Operaciones financieras en el mercado financiero español*. Ariel: Madrid.
- [18] PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1988), «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, nº 75, pp. 335-346
- [19] TERCEÑO, A.; DE ANDRÉS, J. y BARBERÀ, M. G. (2002). «Eficiencia de los índices hipotecarios del mercado español». Ponencia presentada al *Congreso anual de AEDEM*, Alicante.
- [20] VONHAGEN, J.; SCHUKNECHT, L. y WOLSWIJK, G. (2011). «Government Bond Risk Premiums in the EU Revisited: The Impact of the Financial Crisis». *European Journal of Political Economy*, vol. 27, nº 1, pp. 36-43.
- [21] ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W. K. (1992). «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, nº 3, pp. 251-270.