

XIII REUNION DE ECONOMIA MUNDIAL

Nueva evidencia en la integración de los mercados hipotecarios mediante técnicas con datos de panel

New evidence in mortgage market integration applying panel data techniques

José Manuel Maside Sanfiz. josemanuel.maside@usc.es

Carmen López Andión. carmen.lopez.andion@usc.es

M^a Celia López Penabad. celia.lopez@usc.es

Ana Iglesias Casal. ana.iglesias@usc.es

Todos pertenecientes a: University of Santiago de Compostela, Spain

RESUMEN:

Este trabajo analiza el nivel de integración en los mercados hipotecarios de la Unión Monetaria Europea entre 2003 y diciembre de 2010. Se estudia la relación entre el mercado hipotecario de cada país y la media de los países de la Unión Monetaria. Para ello se utiliza la metodología de cointegración mediante la técnica de datos de panel. El estudio revela que hay pocas relaciones de este tipo.

Palabras clave: Mercado hipotecario, Unión Monetaria Europea, integración, técnicas con datos de panel, cointegración

ABSTRACT:

This study analyzes the level of integration within the European Monetary Union mortgage markets between 2003 and december 2010. The relationships between national mortgage markets and their average are analyzed and an assessment is made of the extent to which these co-integrate with the average. In order to achieve this, we use a co-integration methodology applying panel data techniques. The process reveals that there are few relationships of this kind.

Keywords: mortgage market, European Monetary Union, integration, panel data techniques, cointegration

JEL Classification: G15, F36

1. INTRODUCCIÓN

Según el European Central Bank (2008) un mercado financiero está totalmente integrado cuando todos sus potenciales participantes se ven afectados por un único conjunto de reglas a la hora de comprar o vender instrumentos o servicios en dicho mercado; tienen igualdad de acceso a estos instrumentos o servicios y son tratados de igual forma cuando operan en el mercado.

En el mercado hipotecario por ejemplo, la integración se logra cuando no existen fricciones suficientes que generen discriminación entre agentes económicos con respecto al acceso al capital o a la inversión y, en concreto, con respecto a la localización geográfica de los mercados. Esto no significa necesariamente que no exista fricción en el mercado, sino que ésta afecta a todos los usuarios de forma simétrica en las diferentes regiones.

En cuanto a la integración de los mercados financieros en la zona euro, tanto la teoría económica como los resultados empíricos (Heinemann y Jopp, 2002, y Low, Sebag-Montefiore y Dübel, 2003) identifican importantes ventajas derivadas de la misma. En general, contribuye a mejorar el funcionamiento de la política monetaria única, favorece la estabilidad financiera y potencia el crecimiento económico (European Central Bank, 2010).

Hasta la fecha, algunos segmentos de los mercados financieros de la zona euro, mercados al por mayor como el mercado de bonos o el de divisas, han hecho grandes progresos en términos de integración, mientras que en la banca al por menor los avances han sido más reducidos (Affinito y Farabullini, 2009). A pesar de la introducción del euro y la liberalización y armonización de la regulación de la industria de servicios financieros, como resultado de dos directivas bancarias y del Financial Services Action Plan (European Commission, 1999), la banca al por menor sigue siendo un negocio principalmente doméstico (Aalbers, 2009, y Wagenvoort, Ebner y Morgese Borys, 2011).

Aunque los mercados hipotecarios de la Unión Europea representan un elemento importante de la economía de los estados miembros¹, por el momento no han sido objeto de una legislación comunitaria específica. Si bien se han tomado una serie de medidas, como el European Code of Conduit en 2001, o la creación del Forum Group on Mortgage Credit en 2003, cuya finalidad última es potenciar la integración de los mercados hipotecarios. Así mismo se han publicado diversos informes² analizando las barreras existentes para la creación de un único mercado hipotecario, o proponiendo recomendaciones y propuestas para su logro, o incluso valorando los potenciales beneficios derivados de una mayor integración hipotecaria; sin embargo son varios los trabajos³ que señalan que los mercados hipotecarios están escasamente integrados, especialmente con respecto a la disponibilidad de productos y a la actividad financiera transfronteriza. A pesar de la convergencia en precios, las disparidades persisten.

El objetivo de este trabajo es determinar el nivel de integración de los mercados hipotecarios de los estados miembros de la Unión Monetaria (UM) entre 2003 y

¹ El saldo vivo de deuda hipotecaria sobre el PIB para los países de la Unión Europea (27 países) es de 49,8% (Hypostat, 2008: 59).

² London Economics (2002 y 2005), European Commission (2005 y 2006), Commission of the European Communities (2005 y 2007).

³ Entre otros Low et al. (2003) y London Economics (2005).

2010. El trabajo intenta identificar relaciones de integración en los mercados para incrementar la información relativa al proceso de integración y ayudar a optimizar los beneficios derivados del mismo. Esto se lleva a cabo analizando la cointegración mediante datos de panel de las series de tipos hipotecarios tanto en términos nominales como diferenciales para cada país en comparación con la media.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: la segunda parte revisa la literatura existente sobre integración de los mercados financieros, con especial énfasis en los mercados hipotecarios. La tercera parte describe la base de datos y la metodología utilizadas. La cuarta parte muestra los resultados del análisis de cointegración con datos de panel para los tipos hipotecarios de los mercados de la UM; y, finalmente, en el último apartado, se presentan las principales conclusiones de nuestro estudio.

2. INTEGRACIÓN DEL MERCADO HIPOTECARIO: REVISION DE LA LITERATURA

Son numerosos los trabajos dirigidos a analizar el nivel de integración de los mercados financieros, si bien la gran mayoría se concentran en los mercados financieros al por mayor. En general existe un acuerdo generalizado en que los mercados al por mayor están bastante integrados⁴. Son pocos los trabajos⁵ que analizan la integración de los mercados al por menor, y menos aún los dirigidos a estudiar en concreto los mercados hipotecarios de la UM⁶, quizá por la asunción previa de que son diferentes.

La European Mortgage Federation (1996) fue la primera institución que analizó los principales obstáculos a la disponibilidad de servicios transfronterizos y libertad de establecimiento de las instituciones de crédito después de la Segunda Directiva Bancaria. Posteriormente, el estudio se amplió al análisis de las barreras fiscales existentes⁷. Más recientemente, en el trabajo de Mercer Oliver Wyman (2007) se identifican las principales barreras a la integración de los mercados hipotecarios, cuyas conclusiones coinciden básicamente con las del Forum Group on Mortgage Credit (2004).

Para medir de forma indirecta el nivel de integración de los mercados financieros se pueden utilizar tres tipos de indicadores: basados en cantidades, en precios o en noticias o sucesos⁸. Los indicadores basados en cantidades miden la actividad transfronteriza, número de fusiones y adquisiciones, y volumen de préstamos y depósitos transfronterizos. Este tipo de análisis se complementa con la aproximación en precios, que se basa en la idea de que en un mercado financiero perfectamente integrado el arbitraje debería asegurar que los precios de activos idénticos negociados en distintos mercados fuesen iguales, es decir que se debería cumplir la Ley del Precio Único.

⁴ Véase Schüler y Heinemann (2002) para una revisión completa de los principales trabajos en materia de integración de mercados financieros a nivel mundial.

⁵ Véase Schüler y Heinemann (2002), Cabral, Dierick y Vesala (2002), Sander y Kleimeier (2001, 2004), Kleimeier y Sander (2000, 2002, 2005), Baele, Ferrando, Hördahl, Krylova y Monnet (2004), Affinito y Farabullini (2009), entre otros.

⁶ López, Maside y López (2006) y López, Maside y López (2010).

⁷ European Mortgage Federation (1998).

⁸ Véase Schüler and Heinemann (2002) y Kleimeier y Sander (2007) para una completa descripción de las diferentes aproximaciones.

Tanto la aproximación en cantidades como en precios son de difícil aplicación en el mercado hipotecario. Por ejemplo, bajos niveles de préstamos y depósitos transfronterizos se entenderían como un escaso nivel de integración pero podría también ser indicador de que el mercado ha alcanzado la integración plena. Los productos bancarios son bastante diversos, pero aun suponiendo que fuesen homogéneos, los precios podrían diferir cuando hay riesgos asociados diferentes. En un mercado integrado sólo los rendimientos ajustados al riesgo deberían ser iguales. Además, aunque las medidas basadas en precios puedan indicar convergencia, la convergencia de los tipos de interés nominales no debería interpretarse como integración, y menos en mercados como el hipotecario, en donde se mantienen diferencias culturales y riesgos propios y las relaciones cliente/entidad son resultado de estrategias a largo plazo.

Algunos trabajos que analizan el nivel de integración de los mercados financieros al por menor basados en precios son Cecchini, Catinat and Jacquenin (1988), Low et al (2003), Mercer Oliver Wyman (2007) y Affinito y Farabullini (2009). En general coinciden en señalar la fragmentación de los mercados financieros al por menor, aunque Low et al. (2003: 35) afirman que el nivel de precios general ajustado por las diferencias entre productos es uniforme entre mercados. A similares resultados llega el estudio de Mercer Oliver Wyman (2007) que afirma que se observa un decremento importante en los márgenes hipotecarios en los distintos países.

Las medidas basadas en noticias recogen la idea, inherente al concepto de integración, de que los precios de los activos deberían solo reaccionar ante noticias comunes. Por tanto, una medida alternativa de integración es el porcentaje en el cambio de los precios de los activos explicado por factores comunes. Los tipos de interés al por menor son indicadores útiles de integración ya que pueden reflejar hasta qué punto los precios están movidos por factores regionales o nacionales y hasta qué punto están movidos por factores comunes. Baele et al. (2004) analizan la integración de los mercados hipotecarios a través de medidas de este tipo y se encontraron con mercados altamente fragmentados.

Los precios de los productos financieros en la banca al por menor estarán tanto más alineados cuanto mayor integración exista entre los mercados (Kleimeier y Sander, 2000). Así en mercados integrados, a largo plazo, debería existir una relación entre los diferentes tipos de interés de los distintos países, lo que no quiere decir que los tipos sean iguales y tampoco que los tipos no pueda variar en el corto plazo.

El concepto de cointegración es equivalente a la noción estadística de equilibrio estable en el tiempo, por tanto, cuando una relación de este tipo existe entre variables económicas, las variaciones no pueden ser permanentes. Por tanto, las técnicas de cointegración pueden ser utilizadas para valorar el nivel de integración en los mercados financieros al por menor. Algunos trabajos, destacamos los de Centeno y Mello (1999), Kleimeier y Sander (2000, 2002, 2005, 2007), Sander y Kleimeier (2001, 2004), Heinemann y Schüller (2002, 2003), Schüller y Heinemann (2002), López, Maside y López (2006) y López, Maside y López (2010) han utilizado técnicas de cointegración en este sentido. Estos trabajos siguen diferentes metodologías y tests para analizar la cointegración, pero sus resultados coinciden: el nivel de integración en los variados mercados financieros al por menor es muy bajo.

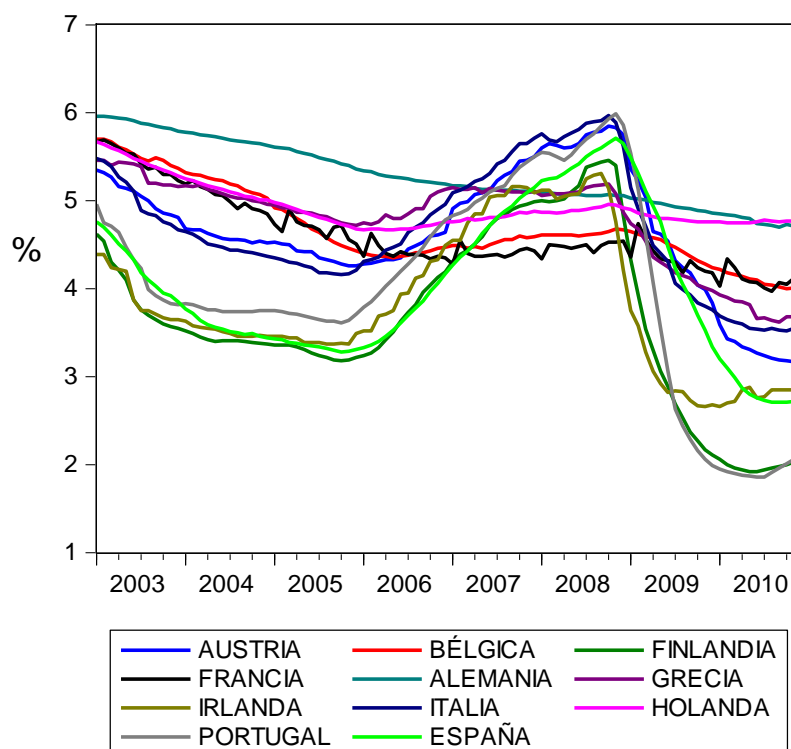
3. BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

3.1. DATOS

El análisis realizado se centra en los países del Euro, ya que una moneda única es un factor fundamental al tratar la integración financiera. Trabajamos con tipos de interés hipotecarios mensuales tomados de las series de “Retail Interest Rate Statistic” (N2 series) del Banco Central Europeo⁹. Estos datos están disponibles para los siguientes países de la UM: Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Luxemburgo, Holanda, Irlanda, Italia y Portugal, desde Enero de 2003 hasta Diciembre de 2010, con excepción de Luxemburgo que solo ofrece datos desde Diciembre de 2006, razón por la cual no lo consideramos en nuestro estudio.

El Gráfico 1 recoge los tipos hipotecarios nominales desde inicios de 2003 hasta finales de 2010. Si tomásemos un periodo más amplio, anterior a 2003, observaríamos que las diferencias entre las series se hacen mínimas desde finales del 2002 debido a la convergencia y al descenso global de los tipos de interés. Desde 2006 hasta mediados del 2008 los tipos hipotecarios aumentaron, llegando a un máximo antes de la caída general consecuencia de la crisis que afecta a la economía en estos momentos.

Gráfico 1: Tipos hipotecarios nominales



Esta es la evolución general que podríamos matizar si dividimos los países estudiados en dos grupos. Por un lado, Alemania, Bélgica, Francia y Holanda, que muestran una evolución más estable, en general, un descenso más paulatino. Y por otro lado, el resto de países, Austria, Irlanda, Portugal, Italia, España, Finlandia y

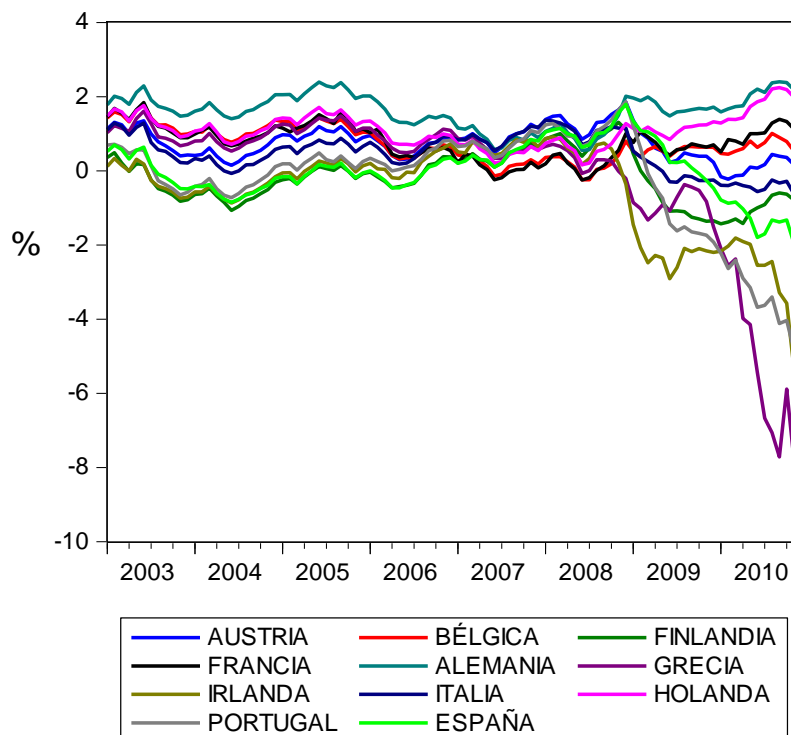
⁹ Concretamente la series utilizadas son: Annualized Agreed Rates on loans to households and non-profit institutions serving households.

Grecia, que experimentan una importante disminución hasta principios de 2006, seguida de una subida fuerte hasta mediados de 2008 y posterior bajada también más pronunciada.

Para analizar la cointegración tanto en términos nominales como diferenciales con respecto a la renta fija¹⁰, utilizamos series de tipos de interés de bonos del estado a 10 años tomados del International Financial Statistics en el Banco Central Europeo, para los mismos países y período¹¹.

El Gráfico 2 recoge la evolución de los diferenciales de tipos de interés. Como podemos observar en los primeros años se registra una convergencia en las series cada vez más acentuada que, a partir de mediados del 2008, desaparece debido, en gran parte, a la diferente evolución de los tipos de la deuda pública consecuencia de la situación de cada país y de las distintas actuaciones que han tenido que ir desarrollando para hacer frente a la crisis económica y financiera en la que aún hoy estamos inmersos.

Gráfico 2: Diferenciales de tipos de interés hipotecarios



3.2. METODOLOGÍA

La existencia de mercados hipotecarios altamente integrados no implica que los tipos hipotecarios sean iguales, sino que existe un equilibrio a largo plazo que puede

¹⁰ Los diferenciales o márgenes de tipos de interés con respecto a la renta fija se utilizan ya que ofrecen una mejor comprensión del proceso de integración que las series de tipos de interés al por menor, particularmente en el periodo en el que convergen. Reflejan lo que ocurre en los mercados hipotecarios independientemente de los mercados de renta fija.

¹¹ Somos conscientes de las limitaciones de los bonos públicos a 10 años como tipo de interés de referencia (véase London Economics, 2005: 46) pero esta es una simplificación utilizada en numerosos trabajos relacionados con este tema, entre otros Bondt (2002: 12), Sander y Kleimeier (2004: 464), Kleimeier y Sander (2005: 5) y Baele et al. (2004: 60-62).

fluctuar en el corto plazo. Esto significa que el tipo de interés hipotecario de un país (r_{nac}) no ha de igualar necesariamente el nivel de tipos de interés del resto de países de la UM (r_{UM}) como indicaría la Ley del Precio Único (1).

$$r_{nac} = r_{UM} \quad (1)$$

Sin embargo, en el largo plazo, la siguiente relación debería cumplirse:

$$r_{nac} = \beta_0 + \beta_1 r_{UM} \quad (2)$$

Esta ecuación podría estimarse mediante un modelo de regresión pero, teniendo en cuenta que las series de tipos de interés son generalmente no estacionarias, los resultados obtenidos no serían fiables. En este sentido, para establecer una relación a largo plazo, puede realizarse un análisis de cointegración entre países, siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) como el realizado en López et al. (2006) y López et al. (2010).

A pesar de los recientes avances en la metodología econométrica para contrastar relaciones a largo plazo a través del análisis de cointegración y de raíces unitarias, trabajos recientes concluyen que los tests basados en datos de panel tienen mayor potencia que los basados en series de tiempo individuales o por país, ya que tienen en cuenta la información contenida en la dimensión temporal y de sección cruzada.

Por esta razón en nuestro trabajo utilizamos la metodología de datos de panel para analizar la existencia de la relación a largo plazo puesta de manifiesto en la ecuación (2) tanto en términos nominales como diferenciales.

Como paso previo a la contrastación empírica de la relación de largo plazo entre las variables implicadas procedemos a estudiar el orden de integración de dichas variables para el panel de datos. Así, en este apartado, empleamos cinco tests de detección de raíces unitarias para datos de panel clasificados en dos grupos. Por un lado, aquellos donde la ecuación de regresión restringe la existencia de un coeficiente común autorregresivo a todas las secciones transversales. Los tests de Levin, Lin y Chu (2002) (LLC) y Hadri (2000) operan bajo esta hipótesis. Alternativamente, los tests de Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS), y los de Maddala y Wu (1999) y Choi (2001), denominados *Fisher-ADF*, *Fisher-PP*, *Choi-ADF* y *Choi-PP*, operan considerando que el coeficiente autorregresivo varía libremente alrededor de todas las unidades de sección cruzada. Todos ellos contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria, con excepción del test de Hadri (2000) cuya hipótesis nula es la estacionariedad frente a la alternativa de raíz unitaria.

Adicionalmente, como existen motivos para creer que los datos no presentan independencia entre las secciones cruzadas, es decir, entre países, y dado que los tests de raíces unitarias antes citados suponen dicha independencia, utilizamos un test alternativo propuesto por Pesaran (2007), el test CIPS, que no impone la independencia entre las unidades transversales.

Consideramos la posibilidad de existencia de este problema, en el caso de las series de tipos, debido a las fuertes conexiones entre los mercados financieros de las economías del grupo de países analizados; y en el caso de las medias de tipos del conjunto de la UM sin el correspondiente país por la propia construcción de las series.

Para el análisis de cointegración utilizamos los test para datos de panel de Pedroni (1999 y 2004) y Kao (1999), basados en la metodología de Engle y Granger, y un

test tipo Fisher basado en la metodología de Johansen (Maddala y Wu, 1999).

4. RESULTADOS

Siguiendo la aproximación descrita en el apartado anterior a continuación presentamos los resultados del análisis de cointegración realizado utilizando la Version 6 del Eviews.

En primer lugar, analizamos la estacionariedad de los tipos hipotecarios. Los resultados de los tests aplicados a las series en niveles y diferencias, tanto para el panel de países como para el panel de las medias de la UM sin el correspondiente país¹², se muestran en las Tablas 1 y 2 respectivamente.

Tabla 1. Tests de raíces unitarias. Tipos hipotecarios

	Niveles				Primeras diferencias	
	Con constante		Con tendencia		Con constante	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Hadri Z-stat*	3,8668	0,0001	10,4435	0,000	0,54079	0,2943
Heter Cons Z-stat*	8,8619	0,0000	11,8112	0,000	2,1760	0,0148
LLC	-4,1391	0,0000	-3,7149	0,000	-4,7561	0,0000
IPS	-2,0904	0,0183	-0,1534	0,439	-7,7117	0,0000
Fisher-ADF	34,3994	0,0447	18,2261	0,693	90,8359	0,0000
Choi-ADF	-2,0911	0,0183	-0,0929	0,463	-6,0967	0,0000
Fisher-PP	25,0896	0,2928	7,5995	0,998	187,063	0,0000
Choi-PP	0,5707	0,7159	3,2263	0,999	-10,6775	0,0000

Nota: El criterio de selección de retardos utilizado es el de Schwarz. Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West. El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el Kernel con ponderaciones de Barlett. * hipótesis nula: estacionariedad.

Tabla 2: Tests de raíces unitarias. Medias tipos hipotecarios

	Niveles				Primeras diferencias	
	Con constante		Con tendencia		Con constante	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Hadri Z-stat*	8,53011	0,0000	7,69617	0,0000	0,74706	0,2275
Heter Cons Z-stat*	8,8781	0,0000	7,59654	0,0000	0,73909	0,2299
LLC	-1,88725	0,0296	-3,18362	0,0007	0,59509	0,7241
IPS	-0,36706	0,3568	-0,59178	0,277	-3,25876	0,0006
Fisher-ADF	16,5534	0,7875	19,2425	0,6303	41,4557	0,0073
Choi-ADF	-0,18519	0,4265	-0,53513	0,2963	-3,36708	0,0004
Fisher-PP	6,31903	0,9996	3,02068	1,0000	271,024	0,0000
Choi-PP	2,24585	0,9876	3,78204	0,9999	-14,3393	0,0000

Nota: El criterio de selección de retardos utilizado es el de Schwarz. Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West. El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el Kernel con ponderaciones de Barlett. * hipótesis nula: estacionariedad.

En la mayoría de los casos los contrastes utilizados indican que las series son integradas de orden 1, I (1). En el caso del panel de tipos los resultados son sensibles a la utilización de la tendencia en la ecuación auxiliar de los mismos, esto ocurre con los tests IPS, Fisher-ADF y Choi-ADF. Sin embargo cuando se trata de las medias los resultados no se ven afectados por la variante aplicada.

¹² Para calcular las medias hipotecarias ponderadas tomamos el peso de cada país en función de su PIB nominal anual. Los datos se han obtenido del Banco Central Europeo. La media utilizada en la ecuación (2) excluye al país referido en la ecuación. Esto supone recalcular las ponderaciones para todos los países excluyendo uno a uno.

A continuación analizamos el panel de diferenciales. En todos los tests se concluye que las series son I (1), salvo en aquellos cuya hipótesis nula es la de estacionariedad. Cuando se aplican a las medias de UM sin el correspondiente país todos los tests concluyen que dicho panel es I (1) salvo IPS, Fisher-ADF y Choi-ADF. Los resultados se muestran en las Tablas 3 y 4.

Tabla 3: Tests de raíces unitarias. Diferenciales

	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Hadri Z-stat*	9,619	0,0000	5,4317	0,0000
Heter Cons Z-stat*	5,51233	0,0000	1,9223	0,0273
LLC	4,97376	1,0000	-19,514	0,0000
IPS	2,87628	0,9980	-18,1794	0,0000
Fisher-ADF	20,7409	0,5368	312,617	0,0000
Choi-ADF	2,42908	0,9924	-14,9557	0,0000
Fisher-PP	14,0816	0,8986	361,807	0,0000
Choi-PP	3,31591	0,9995	-17,4151	0,0000

Nota: El criterio de selección de retardos utilizado es el de Schwarz. Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West. El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el Kernel con ponderaciones de Barlett. Las ecuaciones de los contrastes incluyen término constante. * hipótesis nula: estacionariedad.

Tabla 4: Tests de raíces unitarias. Medias diferenciales

	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Hadri Z-stat*	11,7098	0,0000	-2,14525	0,9840
Heter Cons Z-stat*	11,686	0,0000	-2,16129	0,9847
LLC	0,31911	0,6252	-23,5306	0,0000
IPS	-4,31701	0,0000	-22,8922	0,0000
Fisher-ADF	56,0606	0,0001	388,501	0,0000
Choi-ADF	-4,48672	0,0000	-18,1705	0,0000
Fisher-PP	25,4423	0,2764	384,563	0,0000
Choi-PP	-1,18041	0,1189	-18,065	0,0000

Nota: El criterio de selección de retardos utilizado es el de Schwarz. Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West. El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el Kernel con ponderaciones de Barlett. Las ecuaciones de los contrastes incluyen término constante. * hipótesis nula: estacionariedad.

Los anteriores contrastes suponen independencia entre las unidades de sección cruzada, es decir entre países. Como existen razones para dudar de este supuesto se utiliza para contrastarlo el test CD propuesto por Pesaran (2004), cuya hipótesis nula es la de independencia. Dicho test se basa en el análisis de las correlaciones existentes entre los residuos que se obtienen estimando regresiones ADF por separado para cada país. La Tabla 5 muestra las conclusiones para el test CD, rechazando en todos los casos la hipótesis nula, por lo que todas las series presentan dependencia de sección cruzada, tal y como era de esperar.

Tabla 5: Tests de dependencia entre las unidades de sección cruzada

	H ₀ : independencia entre las unidades de sección cruzada			
	Tipos hipotecarios		Medias tipos hipotecarios	
	CD	p-valor	CD	p-valor
p=1	13,49568	0,0000	65,59454	0,0000
p=2	13,96007	0,0000	65,81838	0,0000

p=3	14,61585	0,0000	65,33338	0,0000
p=4	14,22325	0,0000	65,29056	0,0000
	Diferenciales		Medias diferenciales	
	CD	p-valor	CD	p-valor
p=1	44,59312	0,0000	71,67229	0,0000
p=2	44,58221	0,0000	71,67337	0,0000
p=3	45,33239	0,0000	71,67491	0,0000
p=4	44,18033	0,0000	71,50845	0,0000

NOTA: p indica el número de retardos utilizado en las regresiones ADF individuales. El contraste supone normalidad asintótica.

Seguidamente, teniendo en cuenta la relación de dependencia entre las secciones cruzadas, planteamos el test de raíces unitarias CIPS de Pesaran (2007)¹³. Los resultados muestran que las series de tipos y medias son sensibles a la inclusión de la tendencia en la ecuación del contraste. Al incluir la tendencia las series son I (1). En las series de diferenciales se acepta la hipótesis de raíz unitaria (Tabla 6).

Tabla 6: Test de raíces unitarias CIPS de Pesaran

	Tipos hipotecarios		Medias tipos hipotecarios	
	constante	Tendencia	Constante	tendencia
p=1	-2,806*	-2,431609	-2,8196*	-0,916034
p=2	-2,57*	-2,282735	-2,909077*	-1,010115
p=3	-2,372*	-1,990581	-2,837845*	-1,026877
p=4	-2,395*	-1,719358	-2,860467*	-0,713199
p=5	-2,367*	-1,545795	-2,852979*	-0,58671
	Diferenciales		Medias diferenciales	
	constante		Constante	
p=1	-0,582559		0,389394	
p=2	-0,949526		-0,109416	
p=3	-1,167128		-0,236654	
p=4	-1,303804		-0,333798	
p=5	-1,483859		-0,694996	

NOTA: * indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación de 5%. Los valores críticos se toman de las tablas II (b) y II (c) de Pesaran (2007). p indica el número de retardos en las regresiones CADF individuales.

Por último realizamos los tests de cointegración para paneles (Tabla 7 para tipos y Tabla 8 para diferenciales). Los resultados difieren en función del test aplicado. Para las series de tipos los 11 test de Pedroni concluyen que no existe cointegración, mientras que el test propuesto por Kao y los tests de Madala y Wu muestran el resultado contrario, existencia de cointegración. Los tests de Madala y Wu concluyen que existe cointegración. Este último resultado es robusto por el orden del VAR utilizado para el contraste.

Tabla 7. Tests de cointegración para paneles. Tipos hipotecarios
Ho. No cointegración

	Estadístico	P-valor	Estadístico Ponderado	P-valor
PEDRONI (1999, 2004)				
H ₁ : coefs. AR comunes				
Panel v	-1.410540	0.9208	-2.087184	0.9816

¹³ El test se basa en regresiones CADF estimadas para cada país. Dichas regresiones son las de los tests ADF, ampliadas para tener en cuenta las correlaciones de sección cruzada.

Panel rho	1.583455	0.9433	1.915675	0.9723
Panel PP	1.002560	0.8420	1.130738	0.8709
Panel ADF	0.085013	0.5339	0.694858	0.7564
H ₁ : coefs. AR individuales				
Grupo rho	3.182179	0.9993		
Grupo PP	2.080411	0.9813		
Grupo ADF	0.944288	0.8275		
KAO (1999)				
ADF	-3.579914	0.0002		
MADDALA y WU(1999)				
Fisher/Johansen	λ (traza)		λ (máx. autoval.)	
N=1	171.0	0.0000	185.7	0.0000
N=2	135.8	0.0000	151.7	0.0000
N=3	109.2	0.0000	113.5	0.0000
N=4	105.4	0.0000	112.9	0.0000
N=5	97.09	0.0000	103.5	0.0000

Nota: El criterio de selección de retardos utilizado es el de Schwarz. Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West. El estimador consistente del espectro de los residuos en frecuencia cero es el Kernel con ponderaciones de Barlett. N indica el orden del VAR que sirve como base para el contraste, en primeras diferencias.

Para los diferenciales (Tabla 8) la situación es la misma para los tests de Pedroni y Kao, sin embargo con el test de Madala y Wu la conclusión depende del orden del VAR utilizado. La mayoría de las opciones mostradas en la tabla 8 conducen a la conclusión de no cointegración.

Tabla 8: Tests de cointegración para paneles. Diferenciales
H₀. No cointegración

	Estadístico	P-valor	Estadístico Ponderado	P-valor
PEDRONI (1999, 2004)				
H ₁ : coefs. AR comunes				
Panel v	-0.230311	0.5911	-0.530288	0.7020
Panel rho	2.623374	0.9956	1.914278	0.9722
Panel PP	4.208925	1.0000	2.734801	0.9969
Panel ADF	2.360356	0.9909	1.829146	0.9663
H ₁ : coefs. AR individuales				
Grupo rho	3.364360	0.9996		
Grupo PP	4.433904	1.0000		
Grupo ADF	3.230387	0.9994		
KAO (1999)				
ADF	1.900856	0.0287		
MADDALA y WU(1999)				
Fisher/Johansen	λ (traza)		λ (máx. autoval.)	
N=1	45.65	0.0022	41.75	0.0067
N=2	22.24	0.4456	22.47	0.4324
N=3	21.53	0.4883	18.75	0.6605
N=4	36.87	0.0244	31.60	0.0845
N=5	27.40	0.1966	29.28	0.1372

Nota: El criterio de selección de retardos utilizado es el de Schwarz. Para la selección de la amplitud de banda del estimador de la densidad espectral se emplea el procedimiento propuesto por Newey y West. El estimador consistente del espectro de los

residuos en frecuencia cero es el Kernel con ponderaciones de Barlett. N indica el orden del VAR que sirve como base para el contraste, en primeras diferencias.

Los test de cointegración utilizados también suponen la independencia entre las secciones transversales. Cuando no se verifica esta propiedad de independencia existe una tendencia hacia el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración (Badillo, Reverte y Rubio, 2010). No es el caso de nuestro trabajo en el que mayoritariamente se acepta la hipótesis nula de no cointegración, pero resultaría interesante en el futuro completar nuestro análisis con tests que no tengan esta limitación.

5. CONCLUSIONES

Los resultados del análisis de cointegración mediante tests con datos de panel realizado en este trabajo para los tipos hipotecarios, tanto en términos diferenciales como en nominales, no son concluyentes con respecto a la existencia de una relación a largo plazo entre las series de tipos hipotecarios y la media de estos sin el correspondiente país, al menos hasta el año 2010. Los resultados de los diferentes contrastes aplicados no coinciden pero en su mayoría muestran no cointegración, más claramente en diferenciales que en tipos. Parece, por tanto, que en general no hay un nivel de integración significativo en el mercado hipotecario de los países de la Unión Monetaria. No obstante y salvando las diferencias con trabajos previos, en donde se analizaban las relaciones de cointegración entre pares de países y entre cada país y la media, en nuestro estudio sí parece registrarse una mayor proporción de resultados favorables a la integración en los mercados hipotecarios.

En este sentido es posible que las diferentes medidas que la Comisión Europea ha estado llevando a cabo tratando de fomentar una mayor integración en los mercados hipotecarios, estén empezado a dar sus frutos. Este tipo de iniciativas, entre otras, que tratan de mejorar la confianza del cliente en los productos y mercados hipotecarios, o que facilitan el acceso de las entidades de crédito a los diferentes mercados de la unión, son medidas que necesitan tiempo para instaurarse en los mercados y para que las series de tipos hipotecarios reflejen una relación de equilibrio a largo plazo o relación de integración.

La integración en los mercados hipotecarios europeos está lejos de la perfección y puede que nunca sea perfecta. El mercado hipotecario secundario cada vez está más globalizado, mientras que la mayoría de los mercados hipotecarios primarios permanecen con un carácter principalmente doméstico. Estos mercados primarios están dominados por prestamistas hipotecarios nacionales; la armonización normativa no ha conseguido que los mercados funcionen de manera similar, siguen vendiendo en su mayoría mediante sucursales, los prestamistas extranjeros tienen déficit de información, e incluso algunos mercados hipotecarios europeos están saturados. Sin embargo existe un mercado internacional de bonos de titulización hipotecaria altamente transparente y accesible que hace a los mercados hipotecarios indirectamente más globalizados.

Al valorar el estado de integración del mercado hipotecario se necesita comprender y clarificar hasta qué punto puede llegar la integración y hasta donde debería llegar. Tal ejercicio debería ayudar a encontrar un nuevo equilibrio entre políticas a aplicar e integración, con un énfasis fuerte en crear un mercado hipotecario altamente eficiente.

BIBLIOGRAFÍA

- Aalbers, M. B. (2009): "The Globalization and Europeanization of Mortgage Markets", *International Journal of Urban and Regional Research*, 33.2, 389–410.
- Affinito, M., Farabullini, F. (2009): "Does de Law of One Price Hold in Euro-Area Retail Banking? An Empirical Analysis of Interest Rate Differentials across the Monetary Union", *International Journal of Central Banking*, marzo, 5-37.
- Badillo Amador, R., Reverte Maya, C. y Rubio Vera, E. (2010): "Contrastación empírica del Efecto Fisher en la Unión Europea mediante técnicas de cointegración con datos de panel", *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, nº 44, septiembre, 101-120.
- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E., Monnet, C. (2004): "Measuring Financial Integration in the Euro Area", *Occasional Paper Series*, 14, European Central Bank.
- Bondt, G. de (2002): "Retail Bank Interest Pass-Trough: New Evidence at the Euro Area Level", *ECB Working Paper*, 136, Frankfurt.
- Cabral, I., Dierick, F., Vesala, J. (2002): "Banking Integration in the Euro Area", *Occasional Paper Series*, 6, European Central Bank.
- Cecchini, P., Catinat, M., Jacquemin, A. (1988): *The European Challenge: 1992*. Aldershot: Wildwood House.
- Centeno, M., Mello, A.S. (1999): "How Integrated are the Money Market and the Bank Loans Market within the European Union?", *Journal of International Money and Finance*, 18, 75-106.
- Choi, I. (2001): "Unit Root Test for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Commission of the European Communities (2005): *Green Paper. Mortgage Credit in the EU*, COM (2005) 327, Available at: <http://europa.eu.int>.
- Commission of the European Communities (2007): *White Paper on the Integration of EU Mortgage Credit Markets*, COM (2007) 807, Available at: <http://europa.eu.int>.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- European Central Bank (2004): *Retail Interest Rate Statistics*, Available at <http://www.ecb.int>.
- European Central Bank (2008): *Measuring financial integration in new UE member states*, Occasional Paper Series, nº 81, march. Available at: <http://www.ecb.europa.eu>.
- European Central Bank (2010): Interbank market integration, loan rates, and firm leverage, Working Paper Series, nº 1252, October. Available at: <http://www.ecb.europa.eu>.
- European Commission (1999): *Financial Services Action Plan, 1999*. Action Plan, Financial Services Policy Group, Forum Groups of Markets Experts, Documents related to the Financial Services Action Plan. European Com. Available at: <http://europa.eu.int>.
- European Commission (2005): *Green Paper on Financial Services Policy (2005-2010)*. Available at: <http://europa.eu.int>.
- European Commission (2006): *Report of the Mortgage Funding Expert Group*. Available at: <http://europa.eu.int>.

- European Mortgage Federation (1996): *Mortgage Credit in the Single Market*. Brussels.
- European Mortgage Federation (1998): *Tax and Subsidy Related Problems when Taking out a Mortgage Loan across an EU Border*. Brussels.
- Forum Group on Mortgage Credit (2004): *The Integration of the EU Mortgage Credit Markets*, European Commission, Available at <http://www.europa.eu.int>.
- Hadri, K. (2000): "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *Econometric Journal*, 3, 148-161.
- Heinemann, F., Jopp, M. (2002): *The Benefits of a Working European Retail Market for Financial Services*. European Financial Services Round Table.
- Heinemann, F., Schüler, M. (2002): *Integration Benefits on EU Retail Credit Market. Evidence for Interest Rate Pass-Through*, ZEW Discussion Paper, nº 02-26. Available at <http://www.zew.de>.
- Heinemann, F., Schüler, M. (2003): "Integration Benefits on EU Retail Markets. Evidence from Interest Rate Pass Through", en: Cecchini, P. (ed): *The Incomplete European Market for Financial Services*, Springer Verlag, Berlin, 105-129.
- Hypostat (2008): *A review of Europe's Mortgage and Housing Markets*, European Mortgage Federation, November 2009.
- Im, K. S.; Pesaran, M. H. y Shin, Y. (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Kao, C. (1999): "Spurious Regression and Residual-Based Test for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Kleimeier, S. y Sander, H. (2000): "Regionalisation versus Globalisation in European Financial Market Integration: Evidence from Cointegration Analysis", *Journal of Banking and Finance*, 24 (6), 1005-1043.
- Kleimeier, S. y Sander, H. (2002): *European Financial Market Integration: Evidence on the Emergence of a Single Eurozone Retail Banking Market*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=300098>
- Kleimeier, S. y Sander, H. (2005): *Regional Versus Global Integration of Euro-Zone Retail Banking Markets: Understanding the Recent Evidence from Price-Based Integration Measures*. Available at <http://www.fdewb.unimaas.nl/finance/workingpapers>.
- Kleimeier, S. y Sander, H. (2007): *Integrating Europe's Retail Banking Market: Where do we stand?*, Centre for European Policy Studies, Bruselas.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Levin, A., Lin, C. F., y Chu, C. (2002): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- London Economics (2002): *Quantification of the Macroeconomic Impact of Integration of EU Financial Markets*. European Commission. Directorate General-Internal Market. Available at <http://europa.eu.int>.
- London Economics (2005): *The Costs and Benefits of Integration of EU Mortgage Markets*. European Commission. Directorate General-Internal Market and Services. Available at <http://europa.eu.int>.

- López, C., Maside, J.M. y López, C. (2006): “Integración de los Mercados Hipotecarios en la Unión Económica y Monetaria”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 132 (XXXV), 837-858.
- López, C., Maside, J.M. y López, C. (2010): “Co-Integration between Mortgage Markets in the Monetary Union: 1995–2008”, *Czech Journal of Economics and Finance*, 60, issue 1, 40-57.
- Low, S., Sebag-Montefiore, M. y Dübel, A. (2003): *Study on the financial integration of European Mortgage Markets*, Mercer Oliver Wyman. European Mortgage Federation.
- Maddala, G. S. y Wu, S. (1999), “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- Mercer Oliver Wyman (2007): *European Mortgage Markets -2006 Adjusted Price Analysis*. European Mortgage Federation.
- Pedroni, P. (1999): “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Pedroni, P. (2004): “Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis”, *Econometric Theory*, 20, 597-625.
- Pesaran, M. H. (2004): “General diagnostic tests for cross section dependence in panels”, *Cambridge Working Papers in Economics*, 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. (2007): “A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross-Section Dependence”, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312.
- Sander, H. y Kleimeier, S. (2001): *Towards a Single Retail Banking Market? New Evidence from Euroland*, available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=274609>.
- Sander, H., y Kleimeier, S. (2004): “Convergence in Eurozone Retail Banking? What interest Rate Pass-Through Tells Us About Monetary Policy Transmission, Competition and Integration”, *Journal of International Money and Finance*, 23, 461-492.
- Schüler, M., Heinemann, F. (2002): *How Integrated are European Retail Financial Markets? A Cointegration Analysis*, DB Research Notes Working Paper Series, 3.
- Wagenvoort, R., Ebner, A. y Morgese Borys, M. (2011) “A factor analysis approach to measuring European loan and bond market integration”, *Journal of Banking & Finance*, Volume 35, Issue 4, April, 1011-1025.