

ANÁLISIS DE LA INTEGRACIÓN DE LOS MERCADOS HIPOTECARIOS  
MEDIANTE TÉCNICAS PARA PANELES DE DATOS

*ANALYSIS OF MORTGAGE MARKET INTEGRATION  
APPLYING PANEL DATA TECHNIQUES*

*M<sup>a</sup>. Celia López Penabad*  
Universidad de Santiago de Compostela  
celia.lopez@usc.es

*M<sup>a</sup>. del Carmen López Andiñón*  
Universidad de Santiago de Compostela  
carmen.lopez.andion@usc.es

*José Manuel Maside Sanfiz*  
Universidad de Santiago de Compostela  
josemanuel.maside@usc.es

*Ana Iglesias Casal*  
Universidad de Santiago de Compostela  
ana.iglesias.casal@usc.es

Recibido: julio de 2011; aceptado: septiembre de 2012

RESUMEN

En este trabajo se estudia el nivel de integración de los mercados hipotecarios de los estados miembros de la Unión Monetaria entre los años 2003 y 2010, mediante un análisis de cointegración con datos de panel de las series de tipos hipotecarios de cada país en comparación con su media. Se observa que son escasas las relaciones de cointegración, por tanto, en general, no encontramos un nivel de integración significativo en el mercado hipotecario de los países de la Unión Monetaria.

*Palabras clave:* Mercado hipotecario; Unión Monetaria Europea; Integración; Datos de panel; Cointegración.

## ABSTRACT

This paper studies the level of integration within the European Monetary Union mortgage markets between 2003 and 2010, using cointegration analysis with panel data techniques of national mortgage rates and their average. There are few cointegration relationships, therefore, in general, we found no significant level of integration in the mortgage market in the countries of the monetary union.

*Keywords:* Mortgage Market; European Monetary Union; Integration; Panel Data; Cointegration.

*Clasificación JEL:* 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 miembros<sup>1</sup>, por el momento

\*Agradecemos a J. Westerlund y a S. Ng el habernos facilitado las rutinas GAUSS y MATLAB de sus tests empleados en este trabajo.

<sup>1</sup> 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).

no han sido objeto de una legislación comunitaria específica<sup>2</sup>. 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. Asimismo se han publicado diversos informes<sup>3</sup> 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 varios trabajos, entre otros Low et ál. (2003) y London Economics (2005), 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 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: REVISIÓN 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 integrados<sup>4</sup>. Son pocos los trabajos<sup>5</sup> que analizan la integración de los mercados al por menor, y menos aún los

<sup>2</sup> Recientemente se ha presentado una propuesta de Directiva para armonizar las normas nacionales sobre créditos hipotecarios.

<sup>3</sup> En este sentido destacan los siguientes: London Economics (2002 y 2005), European Commission (2005 y 2006) y Commission of the European Communities (2005 y 2007).

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

<sup>5</sup> Véase Schüller 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.

dirigidos a estudiar en concreto los mercados hipotecarios de la UM, 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 existentes (European Mortgage Federation, 1998). 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 sucesos<sup>6</sup>. 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.

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 ál. (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 ál. (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 en los últimos años se observa un decremento importante en los márgenes hipotecarios en los distintos países.

<sup>6</sup> Véase Schüller and Heinemann (2002) y Kleimeier y Sander (2007) para una completa descripción de las diferentes aproximaciones.

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 ál. (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 puedan 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), y Schüller y Heinemann (2002) 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 Europeo<sup>7</sup>. Estos datos

<sup>7</sup> Concretamente la series utilizadas son: Annualized Agreed Rates on loans to households and non-profit institutions serving households.



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.

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 en menor medida 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 fija<sup>8</sup>, 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 período<sup>9</sup>.

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.

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> 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 ál. (2004: 60-62).



GRÁFICO 1: TIPOS HIPOTECARIOS NOMINALES

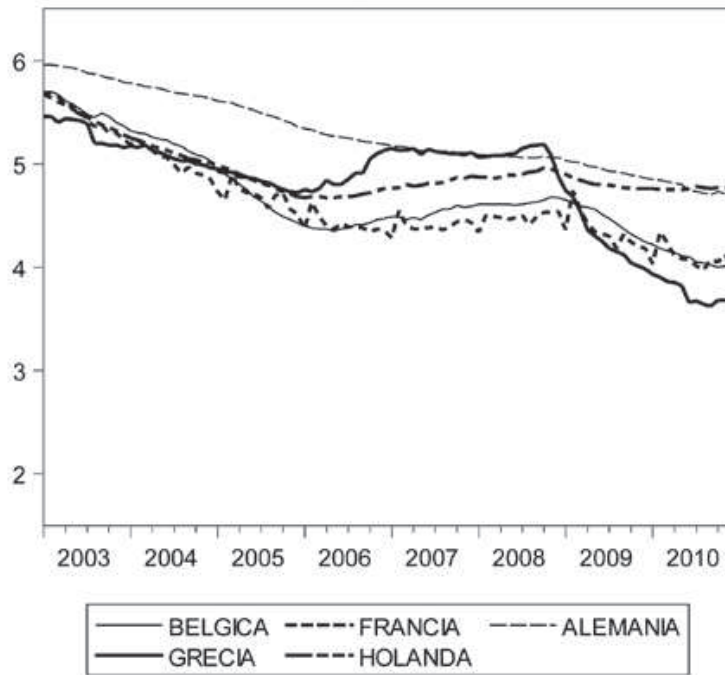
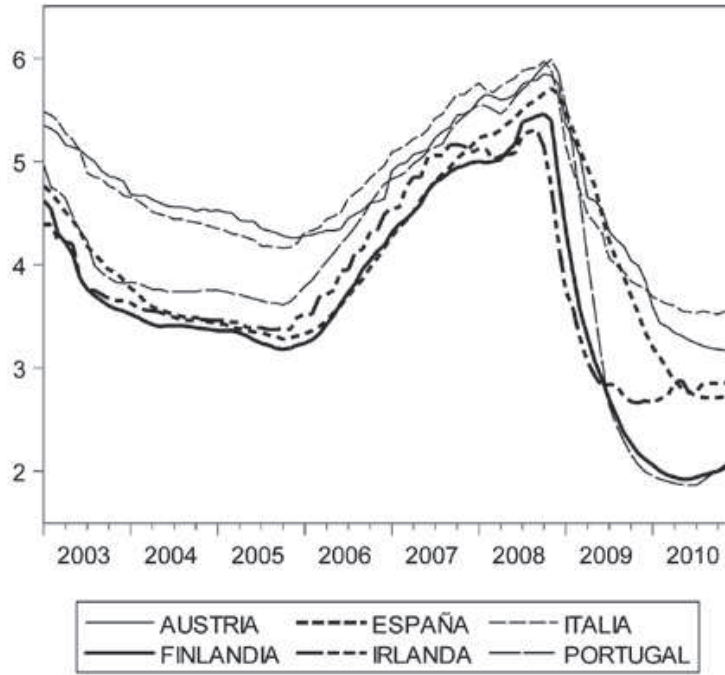
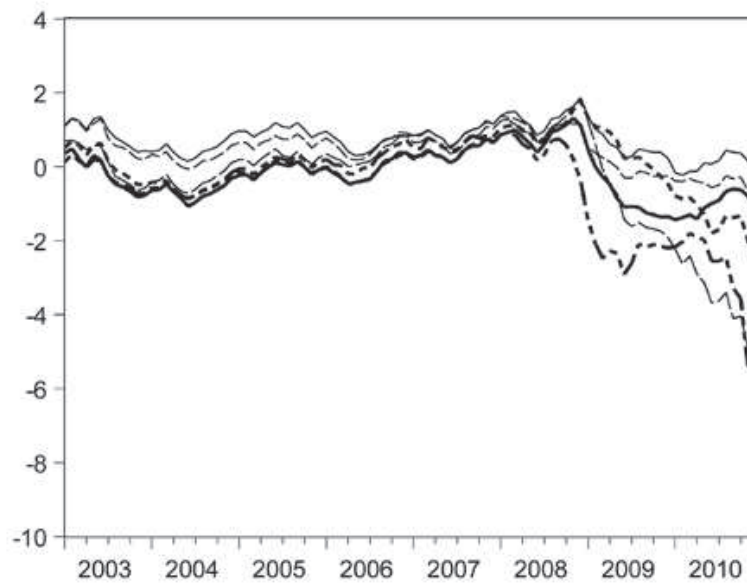
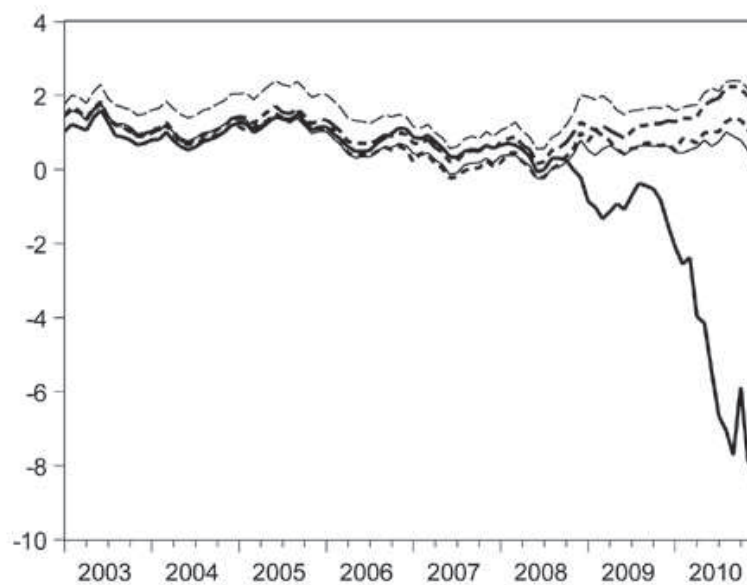




GRÁFICO 2: DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERÉS HIPOTECARIOS



— AUSTRIA    - - - - ESPAÑA    - · - · - - ITALIA  
— FINLANDIA    - · - · - - IRLANDA    - - - - PORTUGAL



— BELGICA    - - - - FRANCIA    - · - · - - ALEMANIA  
— GRECIA    - · - · - - HOLANDA

### 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 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).

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.

Los tests de raíces unitarias para paneles de datos parten del supuesto de que las series de tiempo de las unidades económicas de un panel han sido generadas por un proceso autorregresivo. La clasificación de los distintos tests se puede realizar en función de las características de dicho proceso. Así, si por ejemplo consideramos que se trata de un AR(1), dado por la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

donde  $i = 1, 2, \dots, n$  son las unidades de sección cruzada que han sido observadas a lo largo de  $t = 1, 2, \dots, T_i$  períodos de tiempo,  $X_{it}$  representa a las variables exógenas del modelo incluyendo efectos fijos o tendencias específicas,  $\rho_i$

son los coeficientes autorregresivos y  $\varepsilon_{it}$ , un término de error ruido blanco. Si  $|\rho_i| = 1$   $y_i$  contiene una raíz unitaria; si  $|\rho_i| < 1$  se dice que  $y_i$  es estacionaria.

A la hora de realizar los contrastes se pueden hacer dos supuestos diferentes acerca de los  $\rho_i$ . La primera aproximación consiste en asumir que dichos coeficientes son comunes a todas las unidades de sección cruzada, es decir,  $\rho_i = \rho \forall i$ . La alternativa consiste en permitir que dichos coeficientes varíen libremente entre las diferentes unidades.

Los tests de Levin, Lin y Chu (2002) (LLC) y Hadri (2000) operan bajo la primera aproximación. Alternativamente, los tests de Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS), y los de Maddala y Wu (1999) y Choi (2001) operan considerando que el coeficiente autorregresivo varía libremente alrededor de todas las unidades de sección cruzada. El test CIPS (*cross-sectionally augmented IPS*) de Pesaran (2007) y los propuestos por Bai y Ng (2004) contemplan adicionalmente la posibilidad de dependencia de sección cruzada. Todos ellos contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria, con excepción del test de Hadri (2000) cuya hipótesis nula es la de estacionariedad frente a la alternativa de raíz unitaria.

Levin, Lin y Chu (2002) contrastan la hipótesis nula de  $\alpha=0$  (raíz unitaria común) frente a la alternativa de estacionariedad en varianza para todas las unidades económicas ( $\alpha < 0$ ) a partir de una ecuación base del tipo:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

siendo  $\alpha = \rho - 1$  en la que se utilizan proxies para la variable dependiente de la ecuación y para  $y_{it-1}$  que están estandarizadas y libres de autocorrelación y componentes deterministas.

El test de Hadri (2000) es una generalización a un panel de datos del test KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992), en el que la hipótesis nula es la de no existencia de raíz unitaria en todas las unidades de sección cruzada. Al igual que el test KPSS, está basado en los residuos de las regresiones individuales de  $y_{it}$  sobre una constante o una constante y una tendencia, es decir,

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Las dos variantes del test están asociadas, bien al supuesto de homogeneidad, bien al supuesto de heterogeneidad en el tratamiento de la perturbación aleatoria entre las  $n$  unidades económicas.

Im, Pesaran y Shin (2003) parten de especificar y estimar la siguiente regresión separada para cada unidad de sección cruzada:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

y plantean como hipótesis nula que todas las unidades del panel tienen raíz unitaria ( $\alpha_i = 0 \forall i$ ) frente a la alternativa de que al menos una de ellas es estacionaria. El estadístico de prueba es la media de los estadísticos t asociados a los coeficientes de  $y_{it-1}$  en cada ecuación.

Los tests propuestos por Maddala y Wu (1999) y por Choi (2001), denominados Fisher-ADF, Fisher-PP, Choi-ADF y Choi-PP, parten también de considerar un coeficiente autorregresivo específico para cada unidad de sección cruzada. En ambos casos su propuesta es la estimación de la ecuación del test de Dickey y Fuller ampliado (ADF) y test de Phillips y Perron (1988) (PP) para cada unidad económica por separado y la utilización de los p-valores de los mismos para diseñar los estadísticos de prueba correspondientes. En la propuesta de Maddala y Wu (1999) se utilizan sus logaritmos, en el caso de Choi (2001), la inversa de su función de distribución.

Los tests descritos anteriormente suponen que las series de las diferentes unidades económicas que forman el panel de datos son independientes entre sí. Cuando esto no se cumple, presentan sesgo hacia resultados favorables a la hipótesis de estacionariedad en varianza (Banerjee, Marcellino y Osbat, 2004 y 2005). Para salvar esta limitación existen procedimientos alternativos de contraste que permiten tener en cuenta la dependencia entre las unidades de sección cruzada. Entre ellos, el test de Pesaran (2007) y los de Bai y Ng (2004).

Pesaran (2007) propone el test CIPS, cuyo estadístico de prueba es la media de sección cruzada de los ratios t de los coeficientes MCO de  $y_{it-1}$  en la regresión CADF (*cross-sectionally augmented ADF*) individual para cada unidad económica del panel. Las regresiones CADF son las del test ADF a las que se añaden como regresores las medias de sección cruzada de los niveles y primeras diferencias retardados de las series individuales. Son por tanto regresiones del tipo:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \lambda_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \eta_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

En este contraste la hipótesis nula ( $\alpha_i = 0 \forall i$ ) es la de raíz unitaria en las diferentes unidades del panel frente a la alternativa de estacionariedad en varianza por lo menos en alguna de ellas.

Bai y Ng (2004) proponen el modelo PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common components) que permite distinguir las posibles fuentes de no estacionariedad, es decir, detectar si la no estacionariedad de las series de un panel proviene de factores comunes, de las componentes idiosincrásicas o de ambos. Para ello parten de considerar que las series  $y_{it}$  de un panel son la suma de una componente determinista  $D_{it}$ , una componente común  $\lambda'_i F_t$ , y un término de perturbación idiosincrásico  $e_{it}$ , lo que conduce a la siguiente ecuación:

$$y_{it} = D_{it} + \lambda'_i F_t + e_{it} \quad (8)$$

en la que  $F_t$  es un vector  $r \times 1$  de factores comunes y  $\lambda_i$  un vector de ponderaciones de los factores. Los  $r$  factores comunes y las componentes idiosincrásicas se estiman a partir de la anterior ecuación en diferencias, por el método de componentes principales.

Para contrastar la no estacionariedad de las perturbaciones idiosincrásicas se utiliza un estadístico de prueba (ADF c.idiosincrásica) definido a partir de los p-valores obtenidos en los test ADF aplicados a dichas componentes de forma individual. Este estadístico se distribuye asintóticamente como una normal típica bajo la hipótesis nula de raíz unitaria.

El procedimiento para determinar la posible no estacionariedad de los factores comunes dependerá del valor de  $r$ . Cuando  $r = 1$ , la no estacionariedad del único factor común se contrasta a partir de un test ADF aplicado al mismo (ADF factor). Si  $r > 1$ , para determinar el número de factores estacionarios ( $r_0$ ) y no estacionarios ( $r_1$ ) se pueden aplicar los contrastes  $MQ_f$  o  $MQ_c$ , variantes modificadas de los dos estadísticos  $Q$  propuestos por Stock y Watson (1988).

La existencia de correlación de sección cruzada se puede contrastar mediante el test CD propuesto por Pesaran (2004) y el propuesto por Ng (2006). El test de Pesaran (2004) consiste en estimar por MCO regresiones de tipo ADF individuales para cada unidad económica y calcular los coeficientes de correlación lineal simple de los residuos tomados dos a dos ( $\hat{\rho}_{ij}$ ). El estadístico, que se define del siguiente modo,

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (9)$$

se distribuye asintóticamente como una normal típica bajo la hipótesis nula de independencia.

El test de Ng (2006) permite determinar también el grado de dependencia de sección cruzada. Para ello, una vez eliminada la correlación serial presente en las variables, se calculan los  $N$  coeficientes de correlación lineal simple de las mismas, tomadas dos a dos; se ordenan sus valores absolutos de menor a mayor formando el vector  $(\bar{\rho}_{[1:N]}, \bar{\rho}_{[2:N]}, \dots, \bar{\rho}_{[N:N]})$ ; luego se obtienen  $\Phi$ , donde  $\Phi$  es la función de distribución de una normal estándar, a partir de los cuales se definen los *spacings* de orden  $q$  como  $(\bar{\phi}_j - \bar{\phi}_{j-q})$ . Particionando la muestra de valores absolutos de los coeficientes de correlación en dos grupos,  $S$  submuestra de correlaciones más pequeñas y  $L$  submuestra de correlaciones grandes, la estrategia es comprobar si las correlaciones en el grupo  $S$  son cero. Si éstas son estadísticamente distintas de cero, las correlaciones en el grupo  $L$  también deberían serlo. Ng (2006) propone tests de razón de varianzas (svr) de los *spacings* estandarizados que siguen asintóticamente una distribución normal típica bajo la hipótesis nula de no correlación. Estos tests se pueden aplicar a la muestra completa, al grupo  $S$  o al grupo  $L$ .

Para el análisis de cointegración utilizamos los tests para datos de panel de Pedroni (1999 y 2004) y Kao (1999), basados en la metodología de Engle y Granger (1987), el propuesto por Maddala y Wu (1999) y un test que contempla existencia de dependencia de sección cruzada entre las unidades del panel, el test de Westerlund y Edgerton (2008).

Los tests de Pedroni (1999 y 2004) están basados en el análisis de la estacionariedad de los residuos de un panel en el que las variables que se relacionan son I(1).

El panel que sirve de base a los tests de Pedroni (1999 y 2004) utilizados en este trabajo viene dado por la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Bajo la hipótesis nula de no cointegración, los residuos de la anterior ecuación son I(1). Los contrastes se llevan a cabo a partir de la siguiente regresión auxiliar aplicada a los residuos,  $e_{it}$ , y efectuada para cada unidad económica por separado:

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^p \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (11)$$

En dichos contrastes la hipótesis nula ( $\rho_i = 1 \forall i$ ) es la de no cointegración.

El test de Kao (1999) sigue la misma aproximación que los anteriores con la diferencia de que la ecuación del panel contempla la variación en el término constante, pero no en el coeficiente del regresor.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Tampoco permite variación entre unidades económicas en los coeficientes de la ecuación auxiliar, que adopta la forma:

$$e_{it} = \rho e_{it-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (13)$$

Maddala y Wu (1999) se basan en la metodología de Johansen (1991) a la hora de proponer un test tipo Fisher. El procedimiento consiste en aplicar los tests de la traza y del autovalor máximo a cada una de las unidades económicas del panel. A partir del producto de los p-valores de dichos tests se construyen los estadísticos de prueba de los contrastes.

Los contrastes descritos anteriormente no contemplan la posibilidad de que exista dependencia de sección cruzada entre las unidades del panel. Cuando nos encontramos en esta situación existe el riesgo de concluir que hay más relaciones de cointegración de las que realmente existen. Por ello se incorpora al análisis el test de Westerlund y Edgerton (2008) que permite dicha dependencia.

Westerlund y Edgerton (2008) parten de la especificación de un panel del tipo



$$y_{it} = \alpha_i + \eta_i t + x_{it}' \beta_i + z_{it} \quad (14)$$

siendo  $x_{it} = x_{it-1} + w_{it}$  un vector k-dimensional que contiene los regresores, y  $z_{it}$  una perturbación con características tales que permite la dependencia de sección cruzada a través del uso de factores comunes inobservables recogidos en el vector  $F_t$ :

$$\begin{aligned} z_{it} &= \lambda_i' F_t + v_{it} \\ F_t &= \rho_j F_{t-1} + u_{jt} \\ \varphi_i(L) \Delta v_{it} &= \varphi_i v_{it-1} + e_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

En las diferentes variantes propuestas la hipótesis nula  $\varphi=0 \forall i$  es la de no cointegración.

#### 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.

TABLA 1. TESTS DE RAÍCES UNITARIAS. TIPOS HIPOTECARIOS

	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Hadri Z-stat*	3,8668	0,0001	0,54079	0,2943
Heter Cons Z-stat*	8,8619	0,0000	2,1760	0,0148
LLC	-4,1391	0,0000	-4,7561	0,0000
IPS	-2,0904	0,0183	-7,7117	0,0000
Fisher-ADF	34,3994	0,0447	90,8359	0,0000
Choi-ADF	-2,0911	0,0183	-6,0967	0,0000
Fisher-PP	25,0896	0,2928	187,063	0,0000
Choi-PP	0,5707	0,7159	-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. Las ecuaciones de los contrastes incluyen término constante. \* hipótesis nula: estacionariedad.

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 país<sup>10</sup>, se muestran en las Tablas 1 y 2 respectivamente.

<sup>10</sup> 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 recalculer las ponderaciones para todos los países excluyendo uno a uno.



TABLA 2: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS. MEDIAS TIPOS HIPOTECARIOS

	Niveles		Primeras diferencias	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
Hadri Z-stat*	8,53011	0,0000	0,74706	0,2275
Heter Cons Z-stat*	8,8781	0,0000	0,73909	0,2299
LLC	-1,88725	0,0296	0,59509	0,7241
IPS	-0,36706	0,3568	-3,25876	0,0006
Fisher-ADF	16,5534	0,7875	41,4557	0,0073
Choi-ADF	-0,18519	0,4265	-3,36708	0,0004
Fisher-PP	6,31903	0,9996	271,024	0,0000
Choi-PP	2,24585	0,9876	-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. Las ecuaciones de los contrastes incluyen término constante. \* hipótesis nula: estacionariedad.

Estos contrastes no permiten llegar a una conclusión clara acerca del orden de integración de las series del panel de tipos hipotecarios. Los tests LLC, IPS, Fisher-ADF y Choi-ADF indican que las series son integradas de orden 0,  $I(0)$ , pero en el resto no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria. Sin embargo, cuando se trata de las medias todos los contrastes concluyen que las series son integradas de orden 1,  $I(1)$ , salvo el test LLC.

A continuación analizamos el panel de diferenciales. En todos los tests se concluye que las series no son estacionarias. Cuando se aplican a las medias de UM sin el correspondiente país todos los tests indican 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 y esto puede provocar una tendencia al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, como se ha expuesto anteriormente. Existen motivos para creer que este supuesto no se cumple en las series utilizadas, en el caso de los 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.

Por ello, para contrastar la posible existencia de este problema se utiliza el test CD propuesto por Pesaran (2004), cuya hipótesis nula es la de independencia. La Tabla 5 muestra las conclusiones para este test. En todos los casos se rechaza la hipótesis nula, por lo que todas las series presentan dependencia de sección cruzada, tal y como era de esperar.

TABLA 5: TESTS CD 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.

Los resultados obtenidos al aplicar el test de Ng (2006) confirman igualmente la existencia de correlaciones significativas en nuestros paneles. El menor grado de dependencia obtenido corresponde al panel de tipos hipotecarios. Para éste, se rechaza claramente la hipótesis nula de no correlación para el total de la muestra con un estadístico de razón de varianzas ( $svr$ ) igual a 4,1 y en el grupo grande,  $svr=5,3091$ , pero no se puede rechazar en el grupo pequeño, en el que  $svr=1,2642$ . Dado que la proporción de coeficientes que forman este grupo (30,9%) es pequeña comparada con la del grupo grande, esto indica que se puede hablar de correlaciones significativas entre las unidades del panel. El grado de dependencia observado en los restantes paneles es aún mayor.

Seguidamente, teniendo en cuenta la relación de dependencia entre las secciones cruzadas, planteamos el test de raíces unitarias CIPS de Pesaran (2007). La tabla 6 ofrece los resultados de los contrastes. Éstos indican que en las series de diferenciales y sus medias no se rechaza la hipótesis de raíz unitaria; sin embargo esta hipótesis se rechaza para el panel de medias de los tipos de la UM, lo que indica que, por lo menos, alguna serie del panel es estacionaria. La conclusión acerca de las series de tipos depende del número de retardos utilizado en las regresiones CADF.

TABLA 6: TEST DE RAÍCES UNITARIAS CIPS DE PESARAN

	Tipos hipotecarios	Medias tipos hipotecarios	Diferenciales	Medias diferenciales
p=1	-2,806*	-2,819*	-0,582	0,389
p=2	-2,57*	-2,909*	-0,949	-0,109
p=3	-2,372*	-2,837*	-1,167	-0,236
p=4	-2,395*	-2,860*	-1,303	-0,333
p=5	-2,367*	-2,852*	-1,483	-0,694
p=6	-2,307	-2,634*	-1,318	-0,828
p=7	-2,035	-2,566*	-1,557	-1,305
p=8	-2,008	-2,568*	-1,326	-1,170
p=9	-1,903	-2,432*	-1,234	-1,195

NOTA: \* indica rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al nivel de significación de 5%. Los valores críticos se toman de la tabla II (b) de Pesaran (2007). Las ecuaciones de los contrastes incluyen término constante. p indica el número de retardos en las regresiones CADF individuales.

TABLA 7. TESTS DE RAÍCES UNITARIAS PARA PANELES DE BAI Y NG (2004)

	r	r <sub>1</sub>	ADF c. idiosincrásica	ADF factor	MQ <sub>f</sub>
Tipos hipotecarios	1	1	0.319	-1.398	
Medias tipos hipotecarios	4	4	1.104		-31.501
Diferenciales	2	2	5.548*		-21.908
Medias diferenciales	5	5	4.255*		-25.915

NOTA: r indica el número de factores comunes en cada panel, seleccionado mediante el procedimiento propuesto por Bai y Ng (2002); r<sub>1</sub> indica el número de factores no estacionarios; en los tests *ADF c. idiosincrásica* y *ADF factor* la hipótesis nula es la de raíz unitaria; en el test *MQ<sub>f</sub>*, se contrasta como hipótesis nula si el número factores no estacionarios es igual a r<sub>1</sub>; \* indica el rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 1%.

Los resultados de la aplicación de la metodología PANIC de Bai y Ng (2004) (Tabla 7) permiten concluir que los diferentes paneles utilizados en este trabajo no son estacionarios. En el caso de los tipos hipotecarios no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria ni para la componente idiosincrásica ni para el único factor común estimado. En los restantes paneles existe más de un factor común fuente de no estacionariedad, como indican los resultados del test  $MQ_f$ . La diferencia entre ellos reside en el carácter de la componente idiosincrásica; se rechaza la hipótesis de raíz unitaria para la misma en los paneles relativos a los diferenciales, pero no se puede rechazar en el caso del panel de medias de tipos hipotecarios para el conjunto de la UM sin el correspondiente país.

TABLA 8. TESTS DE COINTEGRACION PARA PANELES. TIPOS HIPOTECARIOS

Ho. No cointegración				
	Estadístico	P-valor	Estadístico Ponderado	P-valor
PEDRONI (1999, 2004)				
H <sub>1</sub> : coefs. AR comunes				
Panel v	-1,410540	0,9208	-2,087184	0,9816
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 <sub>1</sub> : 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	$\lambda$ (traza)		$\lambda$ (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.

Por último realizamos los tests de cointegración para paneles (Tabla 8 para tipos y Tabla 9 para diferenciales). Los resultados difieren en función del test aplicado. Para las series de tipos los 11 tests de Pedroni (1999 y 2004) concluyen que no existe cointegración, mientras que el test propuesto por Kao (1999) y los tests de Madala y Wu (1999) muestran el resultado contrario, existencia de cointegración. Este último resultado es robusto al orden del VAR utilizado para el contraste.

Para los diferenciales (Tabla 9) 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 9 conducen a la conclusión de no cointegración.

TABLA 9: TESTS DE COINTEGRACION PARA PANELES. DIFERENCIALES

Ho: No cointegración

	Estadístico	P-valor	Estadístico Pon- derado	P-valor
PEDRONI (1999, 2004)				
H <sub>1</sub> : 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 <sub>1</sub> : 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	$\lambda$ (traza)		$\lambda$ (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). A pesar de que este no es el caso de nuestro trabajo, en el que mayoritariamente no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, para solventar este tema hemos aplicado el test de Westerlund y Edgerton (2008).

Los resultados obtenidos, que aparecen recogidos en la Tabla 10, evidencian la falta de integración en el mercado hipotecario tanto si se consideran tipos como diferenciales.

TABLA 10. TEST DE COINTEGRACIÓN DE WESTERLUND Y EDGERTON (2008).

H <sub>0</sub> : No cointegración				
	Z <sub>τ</sub> (N)		Z <sub>φ</sub> (N)	
	Estadístico	P-valor	Estadístico	P-valor
TIPOS HIPOTECARIOS	2,615	0,996	3,067	0,999
DIFERENCIALES	2,093	0,982	1,676	0,953

Nota: El número máximo de factores comunes permitido es 5. Estos resultados están basados en el supuesto de ausencia de cambio estructural. A las mismas conclusiones se llega relajando este supuesto.

## 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.

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, todavía no hayan 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 cointegración.

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.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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*, n<sup>o</sup> 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.
- Bai, J. y Ng, S. (2002): "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models", *Econometrica*, 70, 191-221.
- Bai, J. y Ng, S. (2004): "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, 72, 1127-77.
- Banerjee, A., Marcellino, M. y Osbat, C. (2004): "Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macro-economic Data", *Econometrics Journal*, 7.2, 322-340.
- Banerjee, A., Marcellino, M. y Osbat, C. (2005): "Testing for PPP: Should We Use Panel Methods?", *Empirical Economics*, 30, 77-91.
- 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, <http://europa.eu.int>.



- Commission of the European Communities (2007): *White Paper on the Integration of EU Mortgage Credit Markets*, COM (2007) 807, <http://europa.eu.int>.
- 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*, 74, 427-431.
- 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, 81. <http://www.ecb.europa.eu>.
- European Central Bank (2010): *Interbank Market Integration, Loan Rates, and Firm Leverage*, Working Paper Series, 1252. <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. <http://europa.eu.int>.
- European Commission (2005): *Green Paper on Financial Services Policy (2005-2010)*. <http://europa.eu.int>.
- European Commission (2006): *Report of the Mortgage Funding Expert Group*. <http://europa.eu.int>.
- European Mortgage Federation (1996): *Mortgage Credit in the Single Market*. Bruselas.
- 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, <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, n° 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.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration

- Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- 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*.
- 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*.
- 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.
- London Economics (2005): *The Costs and Benefits of Integration of EU Mortgage Markets*. European Commission. Directorate General-Internal Market and Services.
- 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.
- Ng, S. (2006): “Testing Cross-section Correlation in Panel Data Using Spacings”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 24, 12–23.
- 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.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335–346.
- 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.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988): "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- 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*, 35(4), 1011-1025.
- Westerlund, J.; Edgerton, D. L. (2008): "A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 665-704