

CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA CON CAMBIO GRADUAL Y CONVERGENCIA DE TIPOS DE INTERÉS EN LA UEM*

M.^a ISABEL GONZÁLEZ MARTÍNEZ

Universidad de Murcia

Entre los países de la UEM se desarrolló un proceso de convergencia que culminó en enero de 1999 con la igualación de sus tipos de interés. En este trabajo aplicamos los contrastes de raíz unitaria con cambio gradual desarrollados por Leybourne, Newbold y Vougas (1998) para analizar este proceso de convergencia en tipos de interés. Mediante simulaciones de Monte Carlo comparamos estos contrastes con los más tradicionales, los cuales imponen que si existe algún cambio, éste debe ocurrir instantáneamente. La ventaja de los contrastes de Leybourne, Newbold y Vougas reside no sólo en su efectividad cuando el componente determinista del modelo cambia gradualmente, sino también en que tienen potencia frente a un conjunto de alternativas más amplio. Además, aplicando estos contrastes obtenemos estimaciones muy precisas del componente determinista que dirige el proceso. Por todo ello tales contrastes se configuran como una herramienta muy apropiada para el análisis de convergencia. El análisis realizado permite localizar en el tiempo los períodos de *catching up*, y de convergencia de largo plazo, reflejando diferencias muy importantes en el camino hacia la igualación de tipos de interés entre los países de la UEM.

Palabras clave: convergencia de largo plazo, *catching up*, contrastes de raíz unitaria, cambio estructural, modelo no lineal de transición suave.

Clasificación JEL: C12, C15, C22, E43, F36.

Con la constitución de la Unión Económica y Monetaria (UEM) el 1 de enero de 1999, once países europeos adoptaron el euro como moneda común, participando de una política monetaria única diseñada por el Banco Central Europeo (BCE)¹. Estas medidas contribuyeron a crear un clima de mayor estabilidad macroeconómica, y constituyeron un avance espectacular para la conversión de la Unión Europea (UE) en un mercado real-

(*) Agradezco la ayuda del proyecto SEC 2001-0855 del MCyT, y los comentarios de Arielle Beyaert, Juan José Pérez Castejón, y dos evaluadores anónimos. Los posibles errores del trabajo son de mi completa responsabilidad.

(1) Desde la incorporación de Grecia en enero de 2001, son doce los países que integran la UEM.

mente unificado. Sin embargo, la UEM no sólo supone beneficios para los países miembros. Estos países han de asumir los costes asociados a la pérdida del control de sus políticas monetarias nacionales, y del tipo de cambio como instrumento de política económica². Dadas las asimetrías que caracterizaron el funcionamiento del Sistema Monetario Europeo (SME), donde Alemania era el país que ocupaba el puesto central³, y cuya política monetaria marcó la pauta a seguir por el BCE, los costes de pertenencia a la UEM dependen en gran medida del grado de convergencia alcanzado con este país durante el proceso de transición hacia la UEM.

En este trabajo nos centramos en un elemento clave de la transición hacia la unión monetaria: la convergencia en tipos de interés a corto plazo. Analizamos el proceso de convergencia bilateral entre el tipo de interés de Alemania, que es el país de referencia, y el de cada uno de los países que constituyeron la UEM en enero de 1999⁴. Nos planteamos dos objetivos fundamentales. Primero, determinar para cada país cuándo se inició el proceso de convergencia con Alemania, y si éste se desarrolló mediante un ajuste brusco en los tipos de interés, o si por el contrario fue un proceso gradual en el tiempo. Segundo, establecer qué países son los que habían alcanzado la convergencia plena con Alemania antes incluso de la constitución de la UEM. Estos son los países que han debido soportar menores costes desde el momento de su incorporación a la UEM.

Para el análisis de convergencia examinamos los diferenciales de tipos de interés entre cada uno de los países de la UEM y Alemania, a los que aplicamos los contrastes de raíz unitaria con cambio gradual desarrollados por Leybourne Newbold y Vougas (1998) (LNV). Mediante simulaciones de Monte Carlo calculamos valores críticos para estos contrastes más adecuados que los disponibles en la literatura⁵. Los contrastes de LNV permiten contrastar la hipótesis nula de $I(1)$, frente a la alternativa de $I(0)$ alrededor de un componente determinista que puede cambiar gradualmente entre dos regímenes. Para ello modelizan el cambio estructural mediante una función de transición suave en el tiempo. Los trabajos más recientes sobre convergencia de tipos de interés en Europa aplican contrastes de cointegración o de raíz unitaria que permiten un cambio instantáneo en el patrón de convergencia (Camarero, Esteve y Tamarit, 1997, Fountas y Wu, 1998 y Be-

(2) Según la teoría de las áreas monetarias óptimas (Mundell, 1961, McKinnon, 1963 y Kenen, 1969) los costes dependerán en gran medida del grado de simetría de los shocks que afectan a los países que forman la unión monetaria, reduciéndose cuando las condiciones macroeconómicas de los mismos sean similares.

(3) Las aportaciones de Giavazzi y Giovannini (1987), Artis y Nachane (1990), De Grauwe (1988) y Fratianni y Von Hagen (1990) arrojan evidencia empírica sobre las asimetrías presentes en el SME, en el que la política monetaria de los países miembros dependería de la política monetaria fijada por Alemania.

(4) Bélgica y Luxemburgo se analizan conjuntamente puesto que mucho antes de la constitución de la UEM ya formaban una unión monetaria.

(5) LNV y Greenaway, Leybourne y Sapsford (2000) calculan valores críticos suponiendo que el número de retardos incluidos en la ecuación es conocido a priori. Sin embargo, en la práctica el número de retardos se determina endógenamente. Nosotros calculamos nuevos valores críticos que tienen en cuenta el procedimiento utilizado para seleccionar el número de retardos.

yaert, González y García Solanes, 2001). Sin embargo, en un análisis de convergencia con series temporales el supuesto de cambio instantáneo puede ser poco apropiado. En la mayoría de las ocasiones, los cambios en política económica no se manifiestan en variaciones bruscas de las variables, sino en ajustes graduales en el tiempo, por lo que los contrastes propuestos en LNV resultan más adecuados para este tipo de procesos.

En nuestro trabajo mostramos que los contrastes de LNV también presentan otras ventajas importantes no mencionadas en la literatura, con respecto a los contrastes de raíz unitaria utilizados habitualmente en la práctica. Estos son los contrastes de Dickey y Fuller (1979, 1981) (DF), que no consideran ninguna ruptura en el proceso, y los propuestos en Zivot y Andrews (1992) (ZA), y Lumsdaine y Papell (1997) (LP) para permitir uno y dos cambios instantáneos, respectivamente, bajo la hipótesis alternativa. Mediante simulaciones de Monte Carlo comparamos la potencia de los contrastes de LNV con la de los contrastes de DF, ZA y LP. Las ventajas que resaltamos ponen de manifiesto la eficacia de los contrastes de LNV para contrastar la hipótesis de raíz unitaria si, como suele ocurrir frecuentemente en la práctica, no se conoce a priori la evolución del componente determinista del proceso. Nuestras simulaciones también muestran la efectividad de estos contrastes para determinar la ubicación del cambio, y establecer si el cambio es suave o brusco.

Además de los aspectos metodológicos que lo diferencian de los trabajos citados anteriormente, este estudio cubre un período muestral más amplio que el considerado en esos trabajos, e incluye a todos los países que en enero de 1999 pasaron a formar parte de la UEM.

El trabajo se organiza del siguiente modo. En el apartado 1 revisamos el concepto de convergencia en tipos de interés, señalando la conveniencia de aplicar contrastes con cambio gradual para el análisis de la misma. En el apartado 2 presentamos la metodología econométrica empleada, y calculamos valores críticos en muestras finitas para los contrastes de LNV. El apartado 3 recoge las simulaciones de Monte Carlo realizadas para comparar los contrastes de LNV con los contrastes de raíz unitaria más tradicionales. En el apartado 4 presentamos los datos empleados en el análisis, junto con los resultados empíricos. Finalmente, el apartado 5 contiene las principales conclusiones del trabajo.

1. CONVERGENCIA ENTRE TIPOS DE INTERÉS

En línea con los trabajos de Bernard y Durlauf (1996) y de Oxley y Greasley (1995) sobre convergencia con series temporales, examinamos el proceso de convergencia entre los tipos de interés de dos países analizando la evolución del diferencial de tipos entre ambos países. Estos autores consideran dos conceptos de convergencia diferentes. El primero, denominado *catching up*, se refiere al proceso de acercamiento entre dos variables económicas. Según este concepto existe convergencia cuando el diferencial de tipos de interés tiene tendencia a disminuir con el paso del tiempo hasta hacerse arbitrariamente pequeño. La condición para que exista *catching up* es que el diferencial de tipos sea una variable $I(0)$, alrededor de una tendencia que garantice el acercamiento de los tipos de interés. El se-

gundo concepto de convergencia, denominado convergencia de largo plazo, es más exigente que el anterior. Supone la desaparición con el tiempo de cualquier diferencia entre las series analizadas. En este caso, el proceso de *catching up* se ha completado y los tipos de interés se igualan. La condición para que exista convergencia de largo plazo es que el diferencial de tipos de interés sea una variable $I(0)$ de media nula.

Dada la ecuación [1] que representa el comportamiento del diferencial de tipos de interés:

$$\dot{i}_{t,i} - \dot{i}_{t,j} = F_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde $i_{t,i}$ e $i_{t,j}$ son los tipos de interés nominal de activos similares en los países i y j , F_t es una función determinista que modeliza la evolución del diferencial de tipos, y ε_t es un proceso estocástico de media nula, podemos expresar las condiciones de convergencia del siguiente modo. Ambos conceptos de convergencia imponen como condición necesaria que ε_t sea un proceso $I(0)$, si bien requieren una especificación distinta para el componente determinista. Para que exista *catching up* es preciso que F_t sea una función que tienda a cero. Dependiendo de la velocidad con la que se aproxima a cero estaremos ante un proceso de *catching up* brusco o gradual. Cuando F_t se iguala a cero, entonces se verifican las condiciones de convergencia de largo plazo. En este caso existe un elevado grado de coordinación en la ejecución de la política monetaria de los países considerados.

Para contrastar el cumplimiento de tales condiciones de convergencia en tipos de interés, tradicionalmente se ha especificado F_t como una función lineal del tiempo, a lo sumo modificada para tener en cuenta una ruptura puntual en la tendencia lineal (Camarero, Esteve y Tamarit, 1997 y Beyaert, González y García Solanes, 2001). Esta hipótesis, que supone que el patrón de acercamiento entre los tipos de interés es lineal, y que si existe algún cambio estructural, éste tiene efectos inmediatos sobre la evolución del diferencial de tipos, parece demasiado restrictiva para examinar el proceso de transición hacia la UEM. Generalmente los cambios en política monetaria se manifiestan en ajustes suaves de los tipos de interés, presentando la evolución de los mismos importantes no linealidades. Por esta razón, en este trabajo eliminamos la restricción de linealidad impuesta habitualmente sobre la función F_t , y analizamos el proceso de convergencia en un marco metodológico mucho más flexible.

2. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

De lo expuesto en el apartado anterior se deduce que el análisis de convergencia sobre los diferenciales de tipos de interés consta de dos etapas: contrastar el carácter $I(0)$ del proceso, y determinar si el componente determinista del mismo verifica las condiciones de *catching up* o de convergencia de largo plazo.

2.1. Contrastes de raíz unitaria con cambio gradual

Los contrastes de raíz unitaria propuestos en LNV incorporan la posibilidad de que los parámetros puedan cambiar de un modo gradual en el tiempo. Utilizan

para ello modelos no lineales de transición suave *–nonlinear smooth transition models–* (Granger y Terasvirta, 1993 y Lin y Terasvirta, 1994). Consideran bajo la hipótesis nula que la serie es I(1) sin ruptura, y bajo la alternativa que la serie es I(0) alrededor de una tendencia que cambia gradualmente entre dos regímenes, ajustándose a uno de los siguientes modelos de transición suave:

$$\text{modelo A } y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \varepsilon_t \quad [2]$$

$$\text{modelo B } y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \varepsilon_t \quad [3]$$

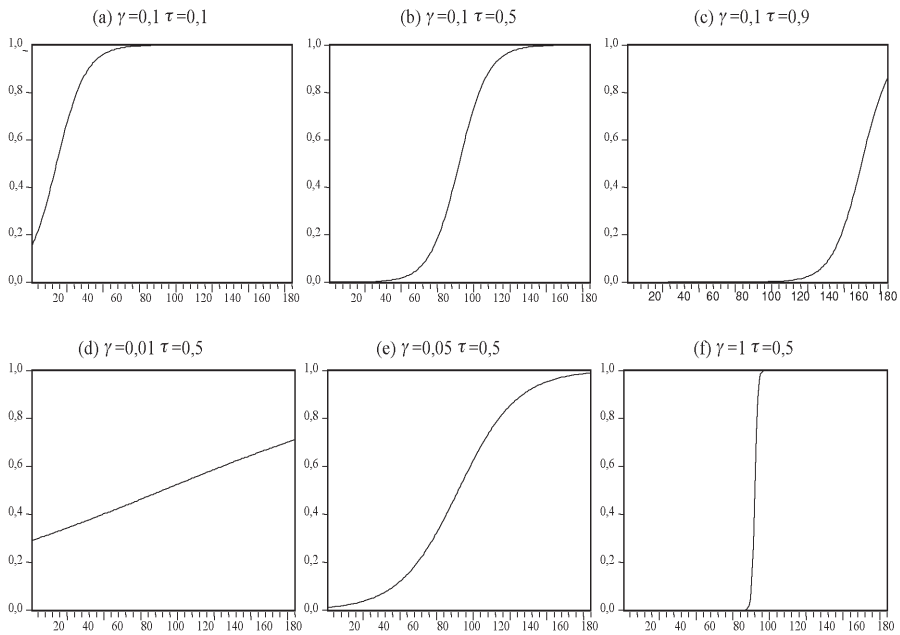
$$\text{modelo C } y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 t S_t(\gamma, \tau) + \varepsilon_t \quad [4]$$

donde $S_t(\gamma, \tau)$ es una función logística que controla la transición entre distintos regímenes, y ε_t es un proceso estocástico de media nula. Para un tamaño muestral T,

$$S_t(\gamma, \tau) = \{1 + \exp[-\gamma(t - \tau T)]\}^{-1} \quad \gamma > 0 \quad [5]$$

Si suponemos un período de tiempo suficientemente grande, S_t es una función monótona creciente que cambia de 0 a 1. El parámetro τ es un número entre 0 y 1 que determina el momento de la muestra en el que el cambio alcanza la mitad de su magnitud total; es decir, $S_{\tau T}(\gamma, \tau) = 0,5$. El parámetro γ determina la velocidad de transición; esto es, controla la amplitud del período de tiempo durante el cual la función de transición va pasando de 0 a 1. La función logística supone que la senda de transición es simétrica alrededor de τT . Cuando T no es demasiado grande, como ocurre en la práctica, S_t también es una función monótona creciente, pero ya no podemos asegurar que atraviese todo el intervalo (0, 1) en la muestra considerada. En este caso varía desde $S_0 = S_0(\gamma, \tau)$ a $S_T = S_T(\gamma, \tau)$, siendo $0 \leq S_0 \leq S_T \leq 1$, pero no siempre $S_0 = 0$ ni $S_T = 1$. Si $S_0 > 0$ y/o $S_T < 1$, el cambio en la función de transición es de magnitud menor que 1. El gráfico 1 muestra funciones de transición con distintos valores de γ y τ para un tamaño muestral T=180. Los gráficos 1.a.-1.c muestran cómo varía la función de transición cuando cambia τ . A medida que τ se acerca a 0, S_0 toma valores por encima de 0; a medida que τ se acerca a 1, S_T toma valores por debajo de 1. Obsérvese que, aunque la función logística es simétrica por construcción, en aquellos casos en los que τ toma un valor próximo a 0 o a 1 la transición puede no ser simétrica para la muestra considerada. Esto contribuye a incrementar la flexibilidad del modelo, pudiendo ajustarse también a series de datos que presentan asimetrías en el período de transición. Los gráficos 1.d-1.f muestran la influencia de γ sobre la función de transición del proceso. Si γ toma un valor muy próximo a cero la función logística cambia de 0 a 1 muy lentamente (gráfico 1.d). En este caso los modelos A, B y C representan procesos con un cambio muy suave en los parámetros. En el límite, cuando $\gamma = 0$ la función es constante, $S_t = 0,5 \forall t$, y no existe cambio en los parámetros. A medida que γ toma valores más alejados de cero, $S_t(\gamma, \tau)$ atraviesa el intervalo (0, 1) más rápidamente (gráficos 1.e-1.f.), indicando que el cambio en los parámetros del modelo es más brusco. Cuando γ se acerca a $+\infty$ la función cambia de 0 a 1 casi instantáneamente en τT .

Gráfico 1: FUNCIONES DE TRANSICIÓN PARA DIFERENTES VALORES DE γ Y τ , T=180



Los modelos A, B y C implican que si ε_t es $I(0)$, entonces y_t es estacionaria alrededor de una tendencia que varía según los parámetros de la función logística, γ y τ , que se determinan endógenamente en todos los casos. La ventaja de los contrastes de LNV frente a los más tradicionales es que al modelizar la transición a través de la función logística, contrastan la hipótesis nula permitiendo un conjunto más amplio de posibilidades bajo la alternativa. Esta modelización incluye también, como casos límite, los escenarios más estándar de no cambio y de cambio estructural instantáneo.

La aplicación de los contrastes de LNV se lleva a cabo en dos etapas. En la primera se utilizan mínimos cuadrados no lineales (MCNL) para estimar el componente determinista del modelo, y calcular la serie de residuos (e_t):

$$\text{modelo A } e_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \tag{6}$$

$$\text{modelo B } e_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \tag{7}$$

$$\text{modelo C } e_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \tag{8}$$

En la segunda etapa se aplica el contraste de DF sin constante y sin tendencia a los residuos obtenidos. Para ello se estima la siguiente ecuación:

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta e_{t-i} + \eta_t \quad [9]$$

donde p es el número de retardos necesarios para que η_t sea un ruido blanco. Siguiendo la notación de LNV, s_α representa el estadístico de DF si los residuos proceden del modelo A, $s_{\alpha(\beta)}$ el estadístico de DF si los residuos proceden del modelo B, y $s_{\alpha\beta}$ el estadístico de DF si los residuos proceden del modelo C. LNV y Greenaway, Leybourne y Sapsford (2000) tabulan valores críticos para estos contrastes, suponiendo que el valor de p es conocido a priori. Sin embargo, en la práctica p no es conocido a priori, sino que se determina endógenamente. Nosotros utilizamos el procedimiento aplicado en Perron (1989) para determinar el valor de p . Comenzando con un valor máximo de p (p_{max}), escogemos el primer valor de p para el que el estadístico t de $\hat{\phi}_p$ sea mayor que 1,6 en valor absoluto, y el estadístico t de $\hat{\phi}_l$ para $l > p$ sea menor que 1,6⁶. Puesto que los valores críticos tabulados hasta la fecha suponen p fijado a priori, nosotros calculamos mediante simulaciones de Monte Carlo nuevos valores críticos que tienen en cuenta el procedimiento de Perron (1989) para determinar el valor de p . Consideramos bajo la hipótesis nula un paseo aleatorio sin deriva, $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \approx NID(0,1)$, donde establecemos $y_0 = 0$ sin pérdida de generalidad, y realizamos 5000 repeticiones del experimento. Determinamos p mediante el procedimiento ya comentado, estableciendo $p_{max}=5$. El cuadro 1 muestra los valores críticos de estos contrastes para dos tamaños muestrales próximos al tamaño de las muestras de datos de nuestra aplicación empírica. Nuestros valores críticos son claramente más negativos que los tabulados en LNV⁷, por lo que la utilización de éstos últimos ocasionaría contrastes con tamaño por encima del nominal. Este resultado pone de manifiesto la conveniencia de utilizar los valores críticos del cuadro 1 cuando p se determina endógenamente.

2.2. Catching up y convergencia de largo plazo

El que los contrastes de raíz unitaria indiquen que el diferencial de tipos es $I(0)$, no es suficiente para garantizar convergencia entre tipos de interés. Es preciso analizar también el componente determinista de dicho diferencial. Para determinar la existencia de *catching up* examinamos el gráfico de la tendencia determinista estimada. Si ésta toma un valor cada vez más cercano a cero, podemos hablar de *catching up*. Dependiendo de la velocidad con la que se aproxime a cero, el *catching up* será un proceso brusco o gradual. Por otra parte, la convergencia de largo plazo requiere que el diferencial de tipos sea un proceso $I(0)$ de media nula. Para contrastar el cumplimiento de tal condición realizamos los contrastes de hipótesis adecuados sobre los parámetros del modelo. Si de esos contrastes se deriva que la media del proceso es igual a cero, entonces existe convergencia de largo plazo.

(6) Ng y Perron (1995) demuestran que este método presenta ventajas importantes en términos de tamaño respecto a los procedimientos basados en criterios de información.

(7) Los valores críticos de Greenaway, Leybourne y Sapsford (2000) no son comparables porque están calculados para un tamaño muestral muy diferente a los considerados en nuestro análisis.

Cuadro 1: VALORES CRÍTICOS EN MUESTRAS FINITAS PARA LOS CONTRASTES DE LNV

	10%	5%	1%
$-s_{\alpha}$			
T=180	-4,010	-4,354	-4,913
T=300	-3,905	-4,207	-4,856
$-s_{\alpha(\beta)}$			
T=180	-4,476	-4,790	-5,468
T=300	-4,394	-4,730	-5,334
$-s_{\alpha\beta}$			
T=180	-4,811	-5,132	-5,734
T=300	-4,673	-4,999	-5,593

Valores críticos calculados mediante simulaciones de Monte Carlo. Bajo la nula $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \approx NID(0,1)$, con $y_0 = 0$. Los resultados están basados en 5000 repeticiones del experimento. El número de retardos incluidos en la ecuación [9] se determina mediante el procedimiento utilizado en Perron (1989), siendo $p_{max} = 5$.

3. SIMULACIONES DE MONTE CARLO

En este apartado realizamos simulaciones de Monte Carlo para comparar la potencia de los contrastes de LNV con la de los contrastes de DF, ZA, y LP. Además, también examinamos la validez de la función de transición estimada mediante los contrastes de LNV. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto las ventajas de aplicar los contrastes de LNV para contrastar la hipótesis de raíz unitaria.

3.1. Comparación de los contrastes de LNV con los contrastes de raíz unitaria más tradicionales

LNV realizan simulaciones de Monte Carlo para comparar la potencia de sus contrastes con la del contraste de DF. Sus resultados muestran la superioridad de los contrastes de LNV cuando hay un cambio de régimen en el proceso. Nuestro estudio complementa las simulaciones de LNV considerando nuevos escenarios bajo la alternativa, y extiende el análisis de estos autores para comparar la potencia de los contrastes de LNV con la de los contrastes de raíz unitaria que permiten rupturas instantáneas bajo la alternativa (ZA y LP). Este análisis es novedoso en la literatura, y resulta muy interesante porque los contrastes de ZA y LP son los que se utilizan habitualmente cuando se sospecha un cambio en el proceso. Nuestro análisis permite averiguar cómo se comportan estos contrastes frente a alternativas menos convencionales que consideran un cambio gradual en el proceso, así como determinar la efectividad de los contrastes de LNV cuando el cambio no es gradual sino instantáneo.

Realizamos simulaciones de Monte Carlo para calcular la potencia en muestras finitas de los contrastes de LNV, DF con constante y tendencia lineal, ZA y

LP, suponiendo distintos escenarios bajo la alternativa. Los contrastes de DF, ZA y LP pueden ser competidores de los contrastes de LNV ante determinados procesos con un cambio gradual. Así, cuando la velocidad de transición es muy pequeña, la función de transición se asemeja a una tendencia lineal (gráfico 1.d), y el contraste de DF puede presentar buenas propiedades. El contraste de ZA puede ser un buen competidor si la transición es rápida (gráfico 1.f). En este caso el proceso se asemeja mucho a uno con una ruptura instantánea. Incluimos también el contraste de LP en el análisis porque cuando el cambio no es ni demasiado suave ni demasiado rápido, la función de transición del proceso puede aproximar a una tendencia lineal con dos rupturas instantáneas en la pendiente (gráfico 1.b). La primera ruptura señalaría el comienzo de la transición, y la segunda el final de la misma. En estos casos el contraste de LP puede ser eficaz para contrastar la hipótesis de raíz unitaria. Análogamente, el contraste de LNV podría ser competidor de los contrastes de DF y de ZA, dado que las alternativas más tradicionales para las que estos últimos fueron diseñados, no cambio y cambio estructural instantáneo, son casos límite de la alternativa considerada en el primero. El cuadro 2 resume los distintos contrastes considerados, así como sus posibles solapamientos.

Cuadro 2: SOLAPAMIENTOS ENTRE DIFERENTES CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA

	H ₀	H _A	Contraste competidor
LNV (1998)	I(1) sin cambio	I(0) alrededor de una tendencia con un cambio gradual	DF cuando el cambio gradual sea muy suave ZA cuando el cambio gradual sea muy rápido LP cuando el cambio gradual sea suave
DF (1979)	I(1) sin cambio	I(0) alrededor de una tendencia lineal	LNV*
ZA (1992)	I(1) sin cambio	I(0) alrededor de una tendencia con un cambio instantáneo	LNV*
LP (1997)	I(1) sin cambio	I(0) alrededor de una tendencia con dos cambios instantáneos	

* La H_A de los contrastes de DF y ZA es un caso límite de la alternativa para la que está diseñado el contraste de LNV.

Para las simulaciones de potencia consideramos procesos con un cambio gradual, procesos en los que el cambio es instantáneo, y procesos en los que no hay cambio. Las series de datos provienen de tres modelos distintos:

$$\begin{array}{llll}
 PGD1 : y_t = \mu_t & \mu_t = 0,8\mu_{t-1} + \xi_t & \mu_0 = 0 & \xi_t \sim NID(0, 1) \\
 PGD2 : y_t = \theta S_t(\gamma, \tau) + \delta t S_t(\gamma, \tau) + \mu_t & \mu_t = 0,8\mu_{t-1} + \xi_t & \mu_0 = 0 & \xi_t \sim NID(0, 1) \\
 PGD3 : y_t = \theta DU_t + \delta t DU_t + \mu_t & \mu_t = 0,8\mu_{t-1} + \xi_t & \mu_0 = 0 & \xi_t \sim NID(0, 1)
 \end{array}$$

donde $DU_t = 1(t > \tau T)$. El PGD1 es un AR(1) sin ruptura. El PGD2 contiene un cambio gradual centrado en τT , con una velocidad de transición determinada por γ . El PGD3 contiene un cambio instantáneo en τT . Fijamos $\tau = 0,5$, y establecemos $\gamma = 0,005, 0,1, 0,5$ y 1 . Consideramos dos magnitudes distintas para el cambio en el término constante: $\theta = 5$ y 10 . Para cada uno de estos valores establecemos distintos tamaños para el cambio en la pendiente: $\delta = 0, 0,25$ y 1 , cuando $\theta = 5$, y $\delta = 0, 0,5$ y 2 cuando $\theta = 10$. Para aquellos procesos en los que sólo cambia el término constante (PGD2 y PGD3 con $\delta = 0$) comparamos la potencia del contraste s_α con la del contraste de DF, al que llamamos τ_τ , y los contrastes de ZA y de LP que consideran cambio solamente en el término constante, a los que llamamos $\tau_{ZA(1)}$ y $\tau_{LP(1)}$, respectivamente⁸. Cuando el cambio afecta también a la pendiente (PGD2 y PGD3 con $\delta \neq 0$), comparamos la potencia del contraste $s_{\alpha\beta}$ con la del contraste τ_τ , y los contrastes de ZA y de LP que consideran cambio tanto en la constante como en la pendiente, a los que llamamos $\tau_{ZA(2)}$ y $\tau_{LP(2)}$, respectivamente. Si no hay ningún cambio en el proceso (PGD1), comparamos la potencia de todos los contrastes citados anteriormente. En todos los casos realizamos 2000 repeticiones del experimento, y consideramos un tamaño muestral de 180 observaciones. El cuadro 3 resume la información expuesta en este párrafo.

Cuadro 3: CONTRASTES Y ALTERNATIVAS CONSIDERADAS EN LAS SIMULACIONES DE MONTE CARLO

	PGD1	PGD2 $\theta \neq 0, \delta = 0$	PGD3 $\theta \neq 0, \delta = 0$	PGD2 $\theta \neq 0, \delta \neq 0$	PGD3 $\theta \neq 0, \delta \neq 0$
τ_τ	X	X	X	X	X
s_α	X	X	X		
$\tau_{ZA(1)}$	X	X	X		
$\tau_{LP(1)}$	X	X	X		
$s_{\alpha\beta}$	X			X	X
$\tau_{ZA(2)}$	X			X	X
$\tau_{LP(2)}$	X			X	X

Una X indica que se calcula la potencia del contraste bajo la alternativa correspondiente. τ_τ es el contraste de DF con constante y tendencia lineal; s_α , $\tau_{ZA(1)}$ y $\tau_{LP(1)}$ son los contrastes de LNV, ZA y LP, respectivamente, que consideran cambio sólo en el término constante; $s_{\alpha\beta}$, $\tau_{ZA(2)}$ y $\tau_{LP(2)}$ son los contrastes de LNV, ZA y LP, respectivamente, que consideran cambio en el término constante y en la pendiente.

Con el fin de realizar correctamente las comparaciones de potencia, calculamos para todos los contrastes la potencia ajustada por el tamaño. Para ello genera-

(8) Los resultados obtenidos para $s_{\alpha(\beta)}$ son muy similares a los obtenidos para s_α , y se encuentran a disposición del lector interesado.

mos previamente los valores críticos de los contrastes de DF, ZA y LP. Igual que para la generación de los valores críticos de los contrastes de LNV, consideramos bajo la hipótesis nula un paseo aleatorio sin deriva, $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \approx NID(0,1)$, donde $y_0 = 0$, y realizamos 5000 repeticiones del experimento. El número de retardos incluidos en la ecuación del contraste se determina utilizando el procedimiento de Perron (1989), estableciendo $p_{max} = 5$. En los contrastes de ZA y LP el *trimming* es del 10%. El cuadro 4 muestra los valores críticos de estos contrastes para los tamaños muestrales considerados en nuestro estudio.

Cuadro 4: VALORES CRÍTICOS EN MUESTRAS FINITAS PARA LOS CONTRASTES DE DF, ZA Y LP

	10%	5%	1%
Dickey Fuller (1979)			
- τ_τ			
T=180	-3,242	-3,544	-4,061
T=300	-3,199	-3,504	-4,084
Zivot y Andrews (1992)			
- $\tau_{ZA(1)}$			
T=180	-4,651	-4,931	-5,473
T=300	-4,619	-4,895	-5,376
- $\tau_{ZA(2)}$			
T=180	-4,992	-5,264	-5,818
T=300	-4,927	-5,190	-5,736
Lumsdaine y Papell (1997)			
- $\tau_{LP(1)}$			
T=180	-5,711	-5,977	-6,477
T=300	-5,615	-5,883	-6,367
- $\tau_{LP(2)}$			
T=180	-6,279	-6,547	-7,112
T=300	-6,200	-6,462	-6,959

Valores críticos calculados mediante simulaciones de Monte Carlo. Bajo la hipótesis nula $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \approx NID(0,1)$, con $y_0 = 0$. Los resultados están basados en 5000 repeticiones del experimento. En los contrastes de ZA y LP el *trimming* es del 10%. En todos los casos el número de retardos incluidos en la ecuación de contraste se determina mediante el procedimiento utilizado en Perron (1989), siendo $p_{max} = 5$.

El gráfico 2 representa la potencia de los contrastes (eje de ordenadas), calculada como el tanto por ciento de veces que se rechaza la hipótesis nula, para los distintos procesos generadores de datos (PGD) considerados (eje de abscisas). Para

facilitar la lectura de los resultados los PGD están ordenados del siguiente modo. En primer lugar el PGD1 que no contiene ningún cambio en los parámetros, a continuación los procesos con cambio gradual (PGD2), ordenándolos de menor a mayor velocidad de transición, y por último el PGD3 en el que el cambio es instantáneo. De este modo podemos ver cómo evoluciona la potencia de los contrastes a medida que la transición se va haciendo más brusca. Cada uno de los gráficos representados considera distintas magnitudes de cambio para el PGD2 y el PGD3: 2.a y 2.b corresponden a procesos en los que el cambio afecta solamente al término constante, mientras que 2.c-2.f se refieren a procesos en los que el cambio afecta también a la pendiente. Los resultados muestran una diferencia fundamental entre los contrastes de LNV, y los contrastes de raíz unitaria más convencionales. Mientras que la potencia de estos últimos depende fuertemente del proceso considerado, los contrastes de LNV presentan una potencia aceptable y muy similar en todos los casos. Estos contrastes tienen buena potencia tanto frente alternativas sin cambio, como ante aquellas que contienen un cambio, ya sea instantáneo o gradual en el tiempo. Como era de esperar, la potencia es más elevada cuando la transición es realmente suave ($\gamma = 0,05, 0,1$). A medida que la velocidad de transición se va incrementando, la potencia va decayendo hasta el valor límite que alcanza cuando el cambio es instantáneo (PGD3).

La potencia de los contrastes más tradicionales varía en función del proceso considerado. Así, τ_τ es el contraste que presenta mayor potencia cuando no hay ningún cambio, pero su potencia se reduce sensiblemente si el proceso contiene un cambio. A medida que aumentan la velocidad de transición o la magnitud del cambio, la potencia va disminuyendo hasta alcanzar niveles insignificantes. La pérdida de potencia es mucho más rápida cuando el cambio afecta también a la pendiente del proceso. Sin embargo, hay que señalar que cuando el cambio es moderado y sólo afecta al término constante, la potencia de τ_τ se mantiene en niveles aceptables (gráfico 2.a), siendo incluso superior a la del contraste s_α para velocidades de transición muy pequeñas ($\gamma \leq 0,05$).

Los contrastes de ZA son los de mayor potencia ante procesos que contienen un cambio instantáneo (PGD3)⁹. Si no hay ningún cambio la potencia es aceptable, aunque inferior a la de τ_τ debido a la inclusión de parámetros innecesarios en el modelo. Cuando el cambio es gradual la potencia de estos contrastes depende de la velocidad de transición del proceso. Si la transición es rápida ($\gamma \geq 0,5$) tienen una potencia muy elevada, superior incluso a la de los contrastes de LNV. Además, la fecha de ruptura estimada señala muy acertadamente el momento en el que se produce la transición¹⁰. El problema de estos contrastes es que cuando la transición es suave ($\gamma < 0,5$) la potencia disminuye considerablemente, alcanzando valores incluso por debajo del tamaño nominal para aquellos procesos en los que el cambio afecta a la pendiente (gráficos 2.c-2.f).

(9) Si el cambio afecta también a la pendiente del modelo, para las magnitudes de cambio consideradas el contraste de LP presenta una potencia tan elevada como la del contraste de ZA.

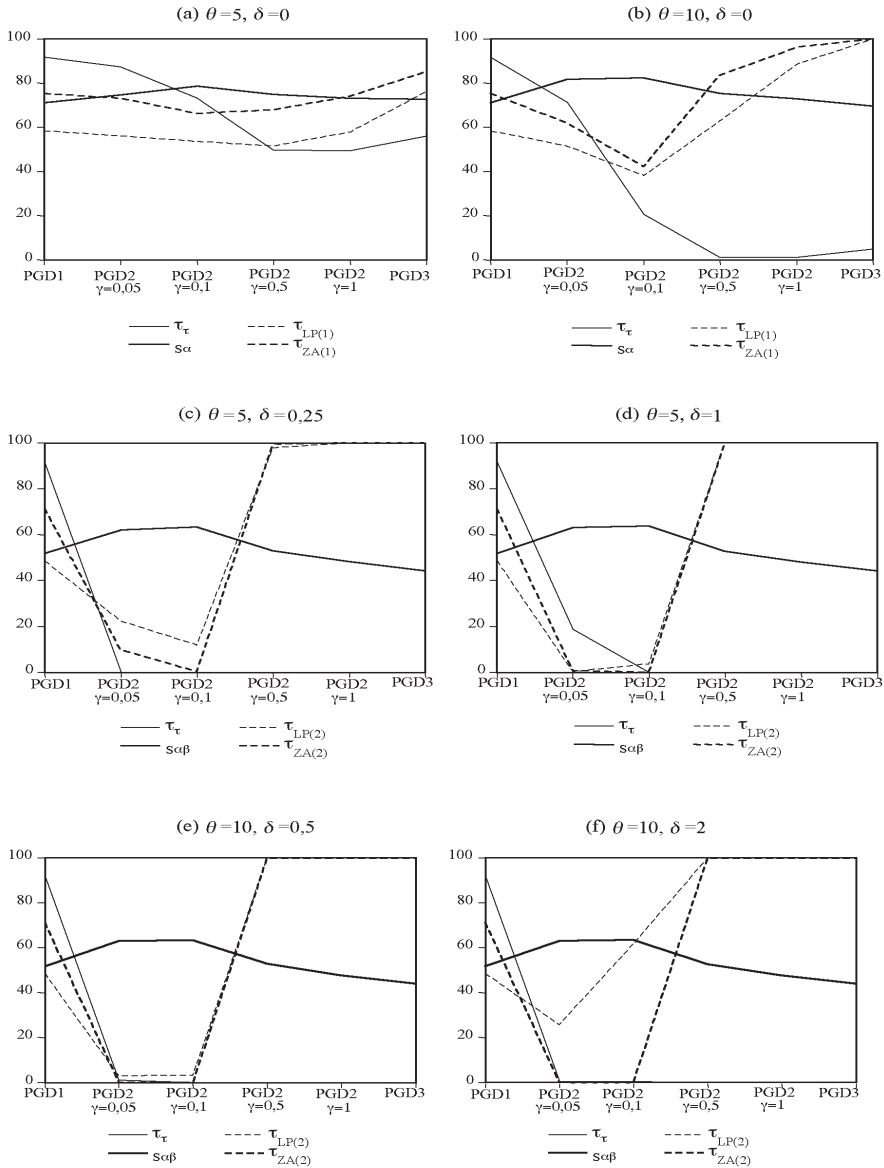
(10) Resultados disponibles a petición del lector interesado.

Los contrastes de LP tienen en casi todos los casos un comportamiento muy similar a los de ZA, aunque su potencia suele ser algo menor debido a que incluyen una ruptura innecesaria en el modelo. La diferencia con los contrastes de ZA es que los contrastes de LP presentan buena potencia ante determinados procesos con transición suave en la pendiente. Si el cambio es relativamente suave ($\gamma = 0,1$), y la magnitud del cambio en la pendiente es elevada ($\delta = 2$), la potencia de $\tau_{LP(2)}$ es muy similar a la de $s_{\alpha\beta}$ (gráfico 2.f). Esto es porque la función de transición aproxima a una tendencia lineal con dos rupturas en la pendiente, que es la alternativa para la que el contraste de LP fue diseñado. Los puntos de ruptura estimados en el contraste de LP señalan el inicio y el fin del período de transición¹¹. De todos modos hay que ser prudentes al extraer consecuencias de lo comentado, ya que los contrastes de LP no son efectivos ante cualquier proceso con un cambio gradual en la pendiente. Si la magnitud del cambio es moderada estos contrastes presentan una potencia casi tan baja como la de los contrastes de ZA, por lo que tampoco pueden considerarse una buena alternativa si hay una transición suave en el proceso.

En resumen, según nuestras simulaciones ninguno de los contrastes de raíz unitaria más convencionales resulta conveniente para contrastar la hipótesis de raíz unitaria cuando hay un cambio gradual en el modelo, exceptuando aquellos casos extremos en los que la transición es o muy suave o muy rápida. Para las velocidades de transición que resultan interesantes en la práctica, los contrastes de LNV se configuran como la única opción válida. Estos resultados advierten que los contrastes de ZA y LP, utilizados habitualmente en la práctica cuando se sospecha un cambio en el proceso, deben aplicarse con más cautela ya que pueden presentar serias deficiencias de potencia si el cambio es suave. Nuestro análisis también muestra que los contrastes de LNV no sólo tienen buena potencia ante procesos con un cambio gradual, sino también ante procesos sin cambio, y ante aquellos que contienen un cambio instantáneo. Esto es debido a que el modelo especificado bajo la alternativa es tan general que aproxima como casos especiales los dos escenarios más estándar de no cambio y de cambio instantáneo. Los contrastes más tradicionales tienen potencia frente a una clase más reducida de alternativas que los de LNV, pero son los de mayor potencia ante las alternativas para las que están específicamente diseñados, y para aquellas próximas. Estos resultados nos llevan a concluir lo siguiente. Primero, dentro del grupo de contrastes analizados ninguno puede considerarse sustituto de cualquier otro, sino que todos ellos deben ser vistos como contrastes complementarios, debiendo utilizar uno u otro en función del tipo de proceso considerado. Segundo, el mérito de los contrastes de LNV frente a los más tradicionales reside no sólo en su capacidad para identificar procesos $I(0)$ con transición suave, sino también en que presentan buena potencia tanto cuando hay un cambio gradual en el proceso, como cuando el cambio es instantáneo, o incluso si no hay cambio. Por tanto, resultan eficaces para contrastar la hipótesis de raíz unitaria si, como ocurre frecuentemente en la práctica, no se conoce a priori la evolución del componente determinista del pro-

(11) Resultados disponibles a petición del lector interesado.

Gráfico 2: POTENCIA DE LOS CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA, T=180



El eje de ordenadas representa la frecuencia de rechazo (%) al 5% de significatividad utilizando los valores críticos de los cuadros 1 y 4 para T=180. El eje de abcisas representa los distintos procesos generadores de datos considerados bajo la hipótesis alternativa: sin cambio (PGD1), con un cambio gradual (PGD2), y con un cambio instantáneo (PGD3). Todos los resultados están basados en 2000 repeticiones del experimento.

ceso¹². De este modo evitamos los problemas de potencia que pueden presentar los contrastes más tradicionales si la especificación del componente determinista no es correcta.

3.2. *Propiedades en muestras finitas de la función de transición estimada*

Examinamos la bondad de las estimaciones de los parámetros que determinan la función de transición del proceso, γ y τ , obtenidas en la primera etapa de los contrastes de LNV. Nuestro objetivo es determinar si los contrastes de LNV son válidos para estimar adecuadamente la función de transición que dirige el proceso. Para ello consideramos las series de datos generadas según el PGD2, que son las que contienen un cambio gradual. En el cuadro 5 presentamos la media y la desviación estándar para las estimaciones de γ y τ . Las dos primeras columnas de resultados son las correspondientes a todas las series generadas para el experimento, independientemente de que el contraste de LNV acepte o rechace la hipótesis nula. Las columnas tercera y cuarta contienen los resultados correspondientes sólo a aquellas series para las que el contraste de LNV rechaza correctamente la hipótesis nula. En las dos últimas columnas se muestran los resultados para aquellos casos en los que el contraste de LNV falla y acepta la hipótesis nula. Los resultados llevan básicamente a dos conclusiones. Primera, independientemente de cuál sea el proceso considerado, y de que el contraste de LNV acepte o rechace la hipótesis nula, las estimaciones de τ son muy precisas, coincidiendo en media frecuentemente con el verdadero valor del parámetro, $\tau = 0,5$. Segunda, la calidad de las estimaciones de γ depende fundamentalmente de las características del proceso considerado. En general obtenemos estimaciones de gran precisión y exactitud, excepto en aquellos casos en los que la transición es casi imperceptible, ya sea porque el cambio en los parámetros es muy pequeño, o porque la transición es muy suave.

Estos resultados indican que en general los contrastes de LNV estiman la función de transición del proceso con bastante exactitud. Casi con independencia de que acierten o fallen al contrastar la hipótesis de raíz unitaria, estos contrastes permiten determinar muy acertadamente la ubicación del período de transición, así como establecer si la transición es suave o brusca. Esta información resulta muy valiosa porque, como mostramos en el apartado anterior, la velocidad de transición del proceso es la clave para determinar cuál es el contraste de raíz unitaria con mayor potencia en cada caso.

(12) Este resultado es cierto bajo el supuesto de que exista un cambio como máximo, ya sea gradual o instantáneo. En simulaciones no presentadas en este trabajo encontramos que los contrastes de LNV pueden presentar deficiencias de potencia ante procesos con dos cambios instantáneos. Es muy posible que una especificación más flexible de la función de transición aumentase la capacidad de estos contrastes para identificar procesos $I(0)$ alrededor de una tendencia con dos rupturas. Este estudio queda fuera del alcance de nuestro trabajo.

Cuadro 5: MEDIA Y DESVIACIÓN TÍPICA DE LAS ESTIMACIONES POR MCNL DE γ Y τ

θ	δ	γ	Todas las series		Si s_i RH ₀ ($i=\alpha, \alpha\beta$)		Si s_i no RH ₀ ($i=\alpha, \alpha\beta$)	
			$\hat{\gamma}$	$\hat{\tau}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\tau}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\tau}$
5	0	0,05	3,591 (79,029)	0,500 (0,123)	1,739 (10,200)	0,501 (0,125)	9,017 (155,666)	0,498 (0,119)
		0,1	0,842 (3,413)	0,500 (0,079)	0,731 (2,273)	0,500 (0,081)	1,250 (5,943)	0,500 (0,070)
		0,5	1,098 (2,344)	0,499 (0,033)	1,061 (2,308)	0,499 (0,032)	1,208 (2,448)	0,498 (0,034)
		1	1,768 (3,359)	0,499 (0,025)	1,713 (3,346)	0,499 (0,026)	1,915 (3,394)	0,499 (0,022)
10	0	0,05	0,101 (0,868)	0,499 (0,085)	0,070 (0,098)	0,500 (0,084)	0,238 (2,012)	0,494 (0,088)
		0,1	0,126 (0,085)	0,500 (0,028)	0,124 (0,080)	0,500 (0,027)	0,135 (0,105)	0,500 (0,033)
		0,5	0,548 (0,272)	0,500 (0,010)	0,582 (0,266)	0,500 (0,010)	0,537 (0,273)	0,500 (0,010)
		1	1,013 (0,497)	0,500 (0,007)	0,989 (0,499)	0,500 (0,007)	1,079 (0,485)	0,500 (0,006)
5	0,25	0,05	1,088 (10,16)	0,518 (0,122)	0,884 (12,207)	0,525 (0,121)	1,423 (5,319)	0,508 (0,124)
		0,1	0,106 (0,037)	0,501 (0,027)	0,104 (0,024)	0,500 (0,017)	0,109 (0,051)	0,502 (0,039)
		0,5	0,505 (0,099)	0,500 (0,003)	0,500 (0,098)	0,500 (0,003)	0,512 (0,099)	0,500 (0,003)
		1	0,998 (0,185)	0,500 (0,002)	0,986 (0,186)	0,500 (0,002)	1,009 (0,183)	0,500 (0,002)
5	1	0,05	0,051 (0,006)	0,501 (0,021)	0,050 (0,006)	0,501 (0,021)	0,051 (0,006)	0,500 (0,022)
		0,1	0,152 (2,300)	0,500 (0,005)	0,100 (0,006)	0,500 (0,005)	0,241 (3,807)	0,500 (0,006)
		0,5	0,500 (0,028)	0,500 (0,001)	0,499 (0,028)	0,500 (0,001)	0,501 (0,028)	0,500 (0,001)
		1	0,999 (0,053)	0,500 (0,001)	0,997 (0,052)	0,500 (0,001)	1,001 (0,053)	0,500 (0,001)
10	0,5	0,05	0,076 (1,076)	0,505 (0,044)	0,052 (0,012)	0,504 (0,040)	0,117 (1,769)	0,505 (0,051)
		0,1	0,101 (0,011)	0,500 (0,008)	0,101 (0,011)	0,500 (0,008)	0,102 (0,012)	0,500 (0,008)
		0,5	0,501 (0,049)	0,500 (0,002)	0,499 (0,049)	0,500 (0,002)	0,503 (0,049)	0,500 (0,002)
		1	0,999 (0,091)	0,500 (0,001)	0,995 (0,091)	0,500 (0,001)	1,002 (0,091)	0,500 (0,001)
10	2	0,05	0,050 (0,003)	0,500 (0,011)	0,050 (0,003)	0,500 (0,010)	0,050 (0,003)	0,500 (0,011)
		0,1	0,100 (0,003)	0,500 (0,002)	0,100 (0,003)	0,500 (0,002)	0,100 (0,003)	0,500 (0,002)
		0,5	2,016 (67,795)	0,500 (0,001)	3,382 (93,476)	0,500 (0,001)	0,500 (0,014)	0,500 (0,001)
		1	1,000 (0,026)	0,500 (0,000)	0,999 (0,026)	0,500 (0,000)	1,000 (0,026)	0,500 (0,000)

Media (desviación típica) de $\hat{\gamma}$ y $\hat{\tau}$ para las series de datos generadas mediante el PGD2, con $\tau = 0,5$. $\hat{\gamma}$ y $\hat{\tau}$ son las estimaciones MCNL obtenidas en la primera etapa de los contrastes de LNV. Las dos primeras columnas de resultados corresponden a las 2000 series generadas para el experimento. Los resultados de las columnas tercera y cuarta están basados en aquellas repeticiones para las que el contraste de LNV rechaza la hipótesis nula. Los resultados de las columnas quinta y sexta corresponden a las repeticiones en las que el contraste de LNV acepta erróneamente la hipótesis nula.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1. Datos

Los datos para el análisis corresponden a los diferenciales de tipos de interés entre Alemania y los demás socios de la UEM. Disponemos de series mensuales del tipo de interés interbancario a tres meses para todos los países considerados. Los datos proceden del Boletín Estadístico del Banco de España. El período muestral finaliza en diciembre de 1998, justo antes de la constitución de la UEM, pero la fecha de inicio no es la misma para todos los países. Aunque la serie de datos para Alemania comienza en enero de 1960, la muestra está restringida por la disponibilidad de datos para el resto de países. El cuadro 6 muestra la fecha inicial y final para cada serie, así como el número de observaciones disponibles. i_j^A representa el diferencial de tipos de interés entre el país j y Alemania. Algunas series son sustancialmente más cortas que el resto. Este es el caso de Austria y Finlandia. A pesar de ello pensamos que hay razones para incluir a estos países en el estudio. Ambos se incorporaron a la UE en 1995, y puesto que las series de datos incluyen los cinco años anteriores a esa fecha así como los posteriores hasta la creación de la UEM, el período es suficientemente interesante como para justificar su análisis.

Cuadro 6: DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERÉS. OBSERVACIONES DISPONIBLES

	Fecha inicial	Fecha final	Observaciones
$i_{AUSTRIA}^A$	1990.1	1998.12	108
$i_{BEL-LUX}^A$	1978.1	1998.12	252
$i_{ESPAÑA}^A$	1977.1	1998.12	264
$i_{FINLANDIA}^A$	1990.1	1998.12	108
$i_{FRANCIA}^A$	1969.1	1998.12	360
$i_{HOLANDA}^A$	1978.1	1998.12	252
$i_{IRLANDA}^A$	1978.1	1998.12	252
i_{ITALIA}^A	1977.1	1998.12	264
$i_{PORTUGAL}^A$	1985.8	1998.12	161

i_j^A se refiere al diferencial de tipos de interés entre el país j y Alemania.

4.2. Contrastes de raíz unitaria

Dado que desconocemos las características del componente determinista de los diferenciales de tipos de interés i_j^A , aplicamos los contrastes de LNV a los mismos. Los resultados se presentan en el cuadro 7. Exceptuando Holanda, Finlandia e Italia, en el resto de países al menos uno de los contrastes rechaza la hipótesis

Cuadro 7: CONTRASTES DE LNV SOBRE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERÉS

				p-valor
$i_{AUSTRIA}^A$ (1990.1-1998.12)	s_{α}	-1,354	$p=6$	0,957
	$s_{\alpha(\beta)}$	-2,751	$p=6$	0,794
	$s_{\alpha\beta}$	-6,010	$p=3$	0,004
$i_{BEL-LUX}^A$ (1978.1-1998.12)	s_{α}	-4,480	$p=12$	0,025
	$s_{\alpha(\beta)}$	-4,449	$p=12$	0,091
	$s_{\alpha\beta}$	-4,873	$p=12$	0,067
$i_{ESPAÑA}^A$ (1977.1-1998.12)	s_{α}	-4,060	$p=10$	0,071
	$s_{\alpha(\beta)}$	-4,098	$p=10$	0,177
	$s_{\alpha\beta}$	-4,455	$p=10$	0,154
$i_{FINLANDIA}^A$ (1990.1-1998.12)	s_{α}	-2,251	$p=10$	0,779
	$s_{\alpha(\beta)}$	-2,405	$p=9$	0,889
	$s_{\alpha\beta}$	-2,435	$p=10$	0,937
$i_{FRANCIA}^A$ (1969.1-1998.12)	s_{α}	-3,041	$p=2$	0,400
	$s_{\alpha(\beta)}$	-4,526	$p=2$	0,079
	$s_{\alpha\beta}$	-4,562	$p=2$	0,126
$i_{HOLANDA}^A$ (1978.1-1998.12)	s_{α}	-2,113	$p=15$	0,809
	$s_{\alpha(\beta)}$	-2,479	$p=15$	0,872
	$s_{\alpha\beta}$	-2,658	$p=15$	0,884
$i_{IRLANDA}^A$ (1978.1-1998.12)	s_{α}	-5,026	$p=7$	0,005
	$s_{\alpha(\beta)}$	-5,036	$p=7$	0,022
	$s_{\alpha\beta}$	-5,028	$p=7$	0,046
i_{ITALIA}^A (1977.1-1998.12)	s_{α}	-2,809	$p=4$	0,512
	$s_{\alpha(\beta)}$	-3,050	$p=4$	0,655
	$s_{\alpha\beta}$	-3,734	$p=7$	0,433
$i_{PORTUGAL}^A$ (1985.8-1998.12)	s_{α}	-2,588	$p=7$	0,641
	$s_{\alpha(\beta)}$	-1,951	$p=5$	0,958
	$s_{\alpha\beta}$	-5,944	$p=1$	0,005

Determinamos p utilizando el procedimiento de Perron (1989), con $p_{max} = 12$. En aquellos casos en los que se encontró correlación serial establecemos $p_{max} = 15$.

nula de raíz unitaria al 10%. En Austria y Portugal es el estadístico $s_{\alpha\beta}$ el que rechaza la hipótesis nula, indicando que el diferencial de tipos es $I(0)$ alrededor de una transición suave en la constante y en la pendiente. En estos países la evolución del diferencial de tipos viene explicada por el modelo C. En Francia, donde $s_{\alpha(\beta)}$ rechaza a favor de $I(0)$ alrededor de una transición suave en la constante con pendiente fija, es el modelo B el relevante para explicar el proceso de transición. En España es el estadístico s_{α} el que rechaza la hipótesis nula, por lo que el diferencial de tipos es $I(0)$ alrededor de un término constante que cambia gradualmen-

te entre dos regímenes. En este caso el modelo A es el adecuado para explicar el proceso de transición. Por último, en Bélgica-Luxemburgo, e Irlanda los tres contrastes rechazan la hipótesis nula. Dado que en ambos casos la probabilidad de rechazar la hipótesis nula es sensiblemente mayor para el estadístico s_{α} , que es el que presenta el p-valor más pequeño, escogemos el modelo A para modelizar la evolución del diferencial de tipos en los dos países. En el cuadro 8 presentamos la estimación de los modelos de transición suave para aquellos los países en los que se rechaza la hipótesis nula. Estimamos todos los modelos por MCNL, teniendo en cuenta que ε_t sigue un proceso AR cuyo orden viene determinado por el valor de p seleccionado previamente en el contraste de LNV correspondiente (por abreviar no mostramos los parámetros AR estimados). Los estadísticos t asintóticos para el contraste de significatividad individual de los parámetros estimados están en paréntesis.

Cuadro 8: ESTIMACIÓN MCNL DEL MODELO DE TRANSICIÓN SUAVE PARA AQUELLOS PAÍSES EN LOS QUE LOS CONTRASTES DE LNV RECHAZAN LA HIPÓTESIS NULA

Modelo	
Austria (1990.1-1998.12)	C $i_{AUSTRIA}^A = 0,43 - 0,02t - 0,49 \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + 0,02t \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim AR(4)$ $\hat{\gamma} = 0,185, \hat{\tau} = 0,505 \quad T\hat{\tau} = 1994.6 \quad R^2 = 0,82$ <p style="text-align: center;"> <small>(7,80) (-8,81) (-1,91) (6,99)</small> <small>(2,75) (21,79)</small> </p>
Bélgica-Luxemburgo (1978.1-1998.12)	A $i_{BEL-LUX}^A = 4,89 - 4,73 \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim AR(13)$ $\hat{\gamma} = 0,062, \hat{\tau} = 0,495 \quad T\hat{\tau} = 1988.4 \quad R^2 = 0,95$ <p style="text-align: center;"> <small>(20,02) (-13,43)</small> <small>(3,73) (26,36)</small> </p>
España (1977.1-1998.12)	A $i_{ESPAÑA}^A = 9,49 - 7,74 \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim AR(11)$ $\hat{\gamma} = 0,036, \hat{\tau} = 0,667 \quad T\hat{\tau} = 1991.8 \quad R^2 = 0,93$ <p style="text-align: center;"> <small>(8,05) (-2,31)</small> <small>(1,06) (6,03)</small> </p>
Francia (1969.1-1998.12)	B $i_{FRANCIA}^A = -0,02t + 7,85 \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim AR(3)$ $\hat{\gamma} = 0,113, \hat{\tau} = 0,202 \quad T\hat{\tau} = 1975.1 \quad R^2 = 0,94$ <p style="text-align: center;"> <small>(-4,24) (-6,09)</small> <small>(2,15) (11,73)</small> </p>
Irlanda (1978.1-1998.12)	A $i_{IRLANDA}^A = 7,68 - 5,84 \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim AR(8)$ $\hat{\gamma} = 0,174, \hat{\tau} = 0,485 \quad T\hat{\tau} = 1988.2 \quad R^2 = 0,94$ <p style="text-align: center;"> <small>(18,83) (-10,39)</small> <small>(1,45) (28,06)</small> </p>
Portugal (1985.8-1998.12)	C $i_{PORTUGAL}^A = 14,56 - 0,16t + 0,08t \cdot S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim AR(2)$ $\hat{\gamma} = 0,238, \hat{\tau} = 0,359 \quad T\hat{\tau} = 1990.4 \quad R^2 = 0,97$ <p style="text-align: center;"> <small>(24,30) (-6,92) (3,99)</small> <small>(1,74) (20,77)</small> </p>

El orden del polinomio AR viene determinado por el valor de p seleccionado en el contraste de LNV correspondiente. Los valores entre paréntesis son los estadísticos t para el contraste de significatividad individual de los parámetros del modelo. Se distribuyen asintóticamente como una $N(0, 1)$. $T\hat{\tau}$ señala la fecha en la que se sitúa el punto medio del período de transición. En el modelo estimado para Francia excluimos el término constante, α_1 , porque no resulta significativo. En el modelo estimado para Portugal excluimos el término que recoge la transición en el término constante, α_2 , porque no es significativo.

Para tener una visión más clara del proceso de transición subyacente en cada país, en los gráficos 3-8, (a) mostramos la función de transición estimada para cada país, $S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau})$. La parte (b) representa la serie del diferencial de tipos i_f^A , junto con la tendencia determinista estimada por los modelos del cuadro 8. Para poder comparar gráficamente la amplitud del período de transición de los distintos países, los gráficos de la función de transición están todos representados en la misma escala temporal, la correspondiente al período muestral considerado para Francia que es el más amplio del análisis (1969.1-1998.12). En el resto de países la línea discontinua del gráfico señala el comienzo de la muestra disponible. Como podemos observar, la función de transición estimada no es constante en ningún caso, indicando un cambio en los parámetros del modelo para todos los países en los que se rechaza la hipótesis nula. La modelización de dicho cambio es diferente para cada país, porque tanto la velocidad de transición como la ubicación del cambio varían considerablemente entre los países. En Bélgica-Luxemburgo y España $\hat{\gamma}$ es inferior a 0,1, ($\hat{\gamma} = 0,061$ en Bélgica-Luxemburgo y $\hat{\gamma} = 0,036$ en España). En ambos países el término constante cambia muy lentamente, y la transición abarca un buen número de años. En Bélgica-Luxemburgo comienza alrededor de 1982 y no finaliza hasta finales de 1994, cuando la función de transición alcanza el valor 1 (gráfico 4.a). En España la transición es aún más lenta, comienza hacia 1980 y al final de la muestra, en diciembre de 1998, aún no se ha completado (gráfico 5.a). Para el resto de países el cambio en los parámetros también es gradual, pero el período de transición no es tan amplio. En Francia, donde $\hat{\gamma}$ es igual a 0,113, la transición se desarrolla entre los años 1972-1977 (gráfico 6.a). En Austria e Irlanda $\hat{\gamma}$ es algo mayor (0,185 y 0,175, respectivamente), indicando que la transición es más rápida. En el caso de Austria está centrada alrededor de junio de 1994, poco antes de su incorporación a la UE (gráfico 3.a), y en Irlanda alrededor de febrero de 1988, coincidiendo con la segunda estabilización fiscal que provocó una fuerte reducción de los tipos irlandeses (gráfico 7.a). Por último, Portugal es el país en el que la transición es más rápida ($\hat{\gamma} = 0,238$). En este caso el cambio está centrado en abril de 1990, y se completa en apenas dos años (gráfico 8.a).

Gráfico 3: AUSTRIA (1990.1-1998.12)

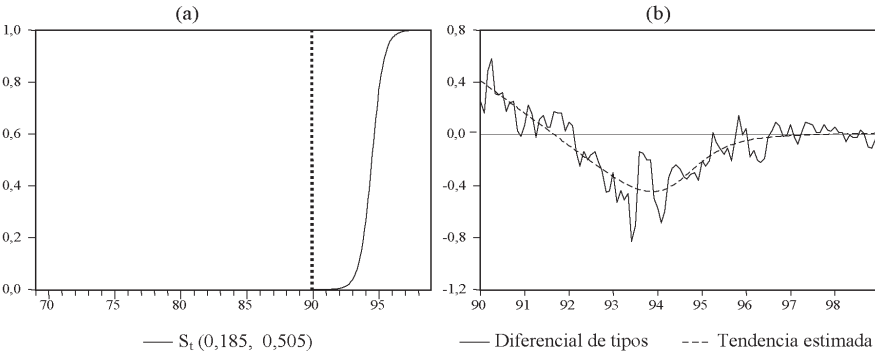


Gráfico 4: BÉLGICA-LUXEMBURGO (1978.1-1998.12)

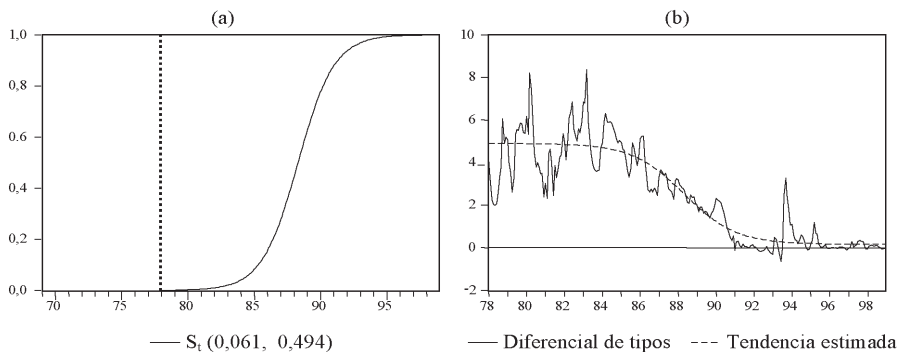


Gráfico 5: ESPAÑA (1977.1-1998.12)

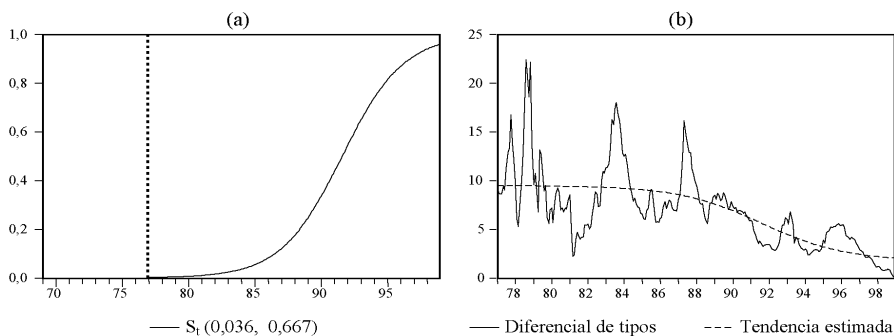


Gráfico 6: FRANCIA (1969.1-1998.12)

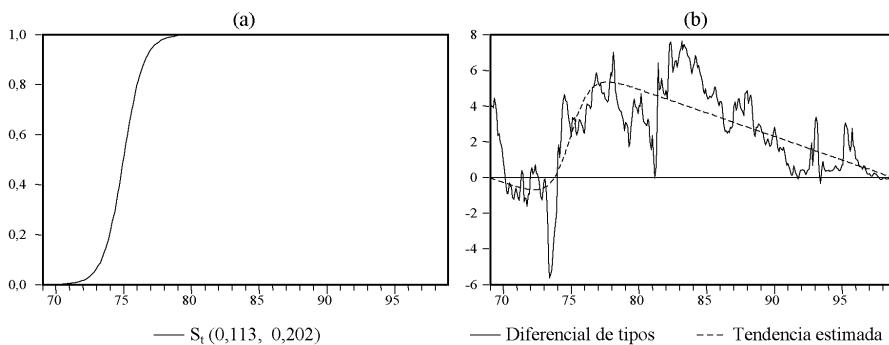


Gráfico 7: IRLANDA (1978.1-1998.12)

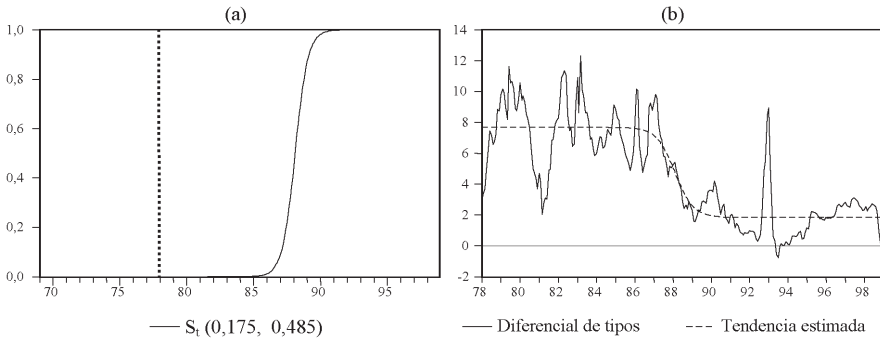
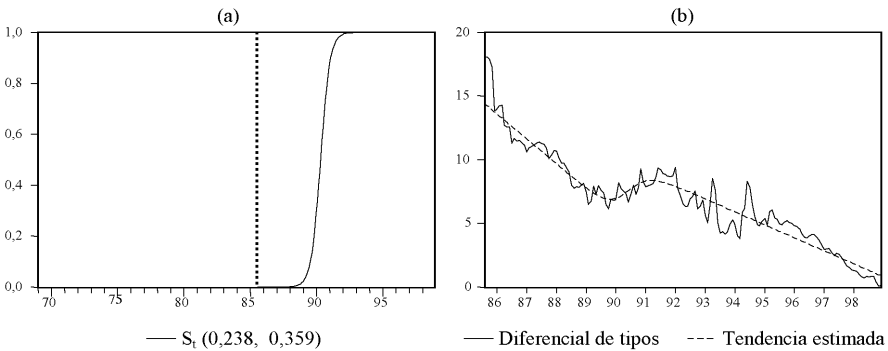


Gráfico 8: PORTUGAL (1985.8-1998.12)

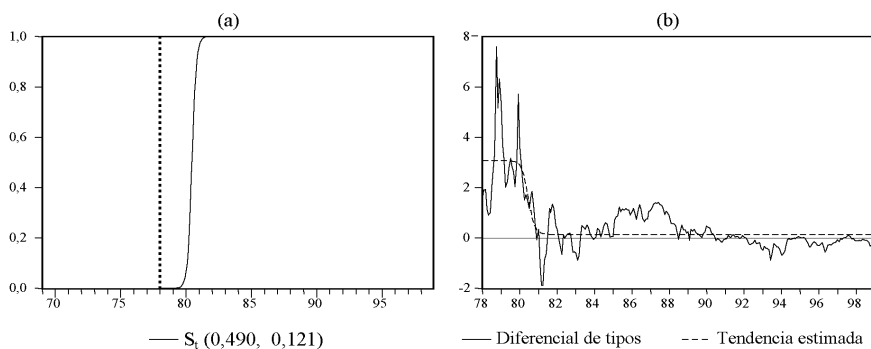


Antes de finalizar este apartado vamos a considerar de nuevo los casos de Holanda, Finlandia e Italia, donde los contrastes de LNV no rechazan la hipótesis nula, indicando ausencia de convergencia entre los tipos de interés de estos países y los alemanes. Esta conclusión resulta muy sorprendente sobre todo para Holanda, cuya política monetaria ha estado fuertemente ligada a la alemana durante buena parte del período considerado. Para analizar más detenidamente lo que ocurre en estos países examinamos las funciones de transición estimadas en la primera etapa de los contrastes de LNV, junto con la tendencia ajustada por el modelo de transición suave correspondiente en cada caso¹³. Para cada país consideramos

(13) Estas estimaciones son válidas si los contrastes de LNV fallan al aceptar la hipótesis nula, y las series del diferencial de tipos son realmente $I(0)$. En este caso, como mostramos en el apartado 3.2, los contrastes de LNV estiman la función de transición con gran precisión, y constituyen una herramienta muy valiosa para escoger el contraste de raíz unitaria más adecuado en cada caso.

las estimaciones correspondientes al modelo asociado con el estadístico de LNV que presenta un menor p-valor. En los casos de Holanda y Finlandia es el modelo A, y para Italia el modelo C¹⁴. Los gráficos 9-11, (a) representan las funciones de transición estimadas para estos países en la misma escala temporal que la considerada para los países anteriores. En la parte (b) representamos el diferencial de tipos junto con la tendencia determinista estimada para el mismo. La velocidad de transición en Holanda y Finlandia es muy elevada. Para estos países $\hat{\gamma}$ es igual a 0,490 y 3,118, respectivamente, y la función de transición atraviesa el intervalo (0, 1) muy rápidamente, señalando un cambio muy brusco en los parámetros del modelo (gráficos 9.a y 10.a). En Holanda la transición está centrada alrededor de junio de 1980, mientras que en Finlandia es casi instantánea, y está ubicada hacia finales de 1992. Según nuestras simulaciones, cuando hay un cambio muy brusco en el proceso, como ocurre en estos dos países, el contraste de raíz unitaria más potente es el de ZA. Por ello, aplicamos este contraste a los diferenciales de tipos de interés de ambos países¹⁵. Los resultados del cuadro 9, indican que para los dos países se rechaza ahora la hipótesis nula al menos al 10%. Además la fecha de ruptura estimada está muy próxima al punto medio del período de transición estimado mediante el contraste de LNV. El fallo de los contrastes de LNV para rechazar la hipótesis nula en Holanda y Finlandia refleja la menor potencia de estos contrastes cuando el cambio es muy brusco. Estos resultados enfatizan que los contrastes de LNV no deben ser vistos como sustitutos de los contrastes de ZA, sino más bien como contrastes complementarios que consideran un conjunto más amplio de alternativas.

Gráfico 9: HOLANDA (1978.1-1998.12)



(14) Las estimaciones obtenidas para los otros modelos son muy similares y se encuentran a disposición del lector interesado.

(15) Dado que en ambos casos el cambio afecta sólo al término constante, aplicamos el contraste $\tau_{ZA(1)}$ cuya ecuación de contraste es la siguiente:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 DU_t + y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \eta_t$$

donde $DU_t = 1(t > TB)$, siendo TB la fecha de ruptura determinada endógenamente.

Gráfico 10: FINLANDIA (1990.1-1998.12)

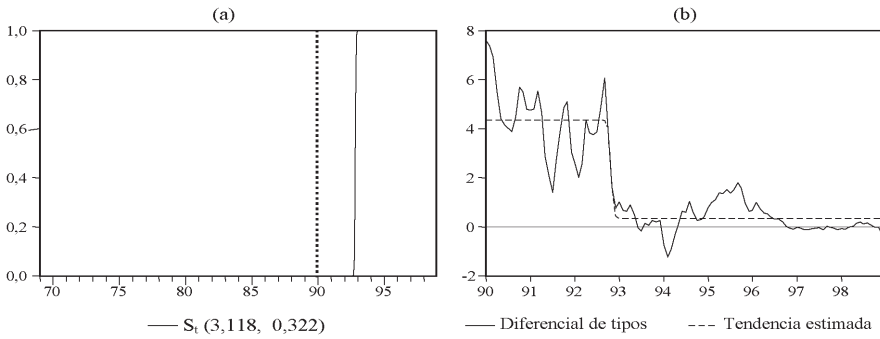
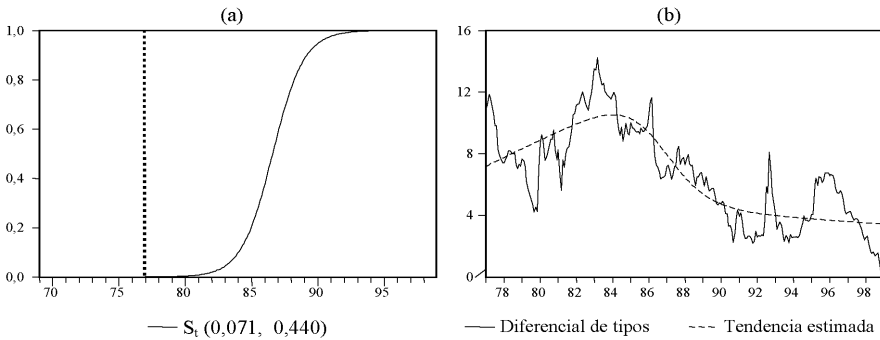


Gráfico 11: ITALIA (1977.1-1998.12)



Cuadro 9: CONTRASTES DE ZA CON CAMBIO EN EL TÉRMINO CONSTANTE

				p-valor	
Finlandia (1990.1-1998.12)	$\tau_{ZA(1)}$	-5,268	$p=12$	0,019	TB=1992.9
Holanda (1978.1-1998.12)	$\tau_{ZA(1)}$	-4,642	$p=15$	0,094	TB=1980.5

La ecuación de contraste es:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 DU_t + y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \eta_t$$

donde $DU_t = 1(t > TB)$, siendo TB la fecha de ruptura determinada endógenamente. Seleccionamos p mediante el procedimiento de Perron (1989), con $p_{max} = 12$. En aquellos casos en los que se encontró correlación serial establecemos $p_{max} = 15$.

El caso de Italia es diferente. El gráfico 11.a muestra una transición gradual en los parámetros del modelo. A pesar de ello, los contraste de LNV no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. Un examen gráfico del diferencial sugiere que la función de transición logística quizás sea demasiado simple para captar adecuadamente la evolución tendencial de esta serie para todo el período considerado. Por esta razón repetimos el análisis para la muestra que comienza en marzo de 1983, que es cuando el diferencial de tipos entre ambos países alcanza el valor máximo. Los resultados (cuadro 10) indican que ahora el estadístico $s_{\alpha\beta}$ rechaza la hipótesis nula. Por tanto, para la submuestra considerada el diferencial de tipos es I(0) alrededor de una transición gradual en la constante y la pendiente. En el cuadro 11 presentamos la estimación por MCNL del modelo C, y en el gráfico 12 representamos la función de transición estimada (parte a), así como la serie del diferencial de tipos junto con la tendencia estimada para el mismo (parte b). Como podemos observar $\hat{\gamma}$ es igual a 0,090, indicando una transición suave que comienza hacia 1992, y que, al igual que ocurre en España, en diciembre de 1998 aún no se ha completado.

Cuadro 10: CONTRASTES DE LNV. ITALIA (1983.3-1998.12)

			p-valor
s_{α}	-2,603	$p=7$	0,634
$s_{\alpha(\beta)}$	-3,730	$p=7$	0,357
$s_{\alpha\beta}$	-5,085	$p=12$	0,057

Ver notas al cuadro 7.

Cuadro 11: ESTIMACIÓN MCNL DEL MODELO DE TRANSICIÓN SUAVE. ITALIA (1983.3-1998.12)

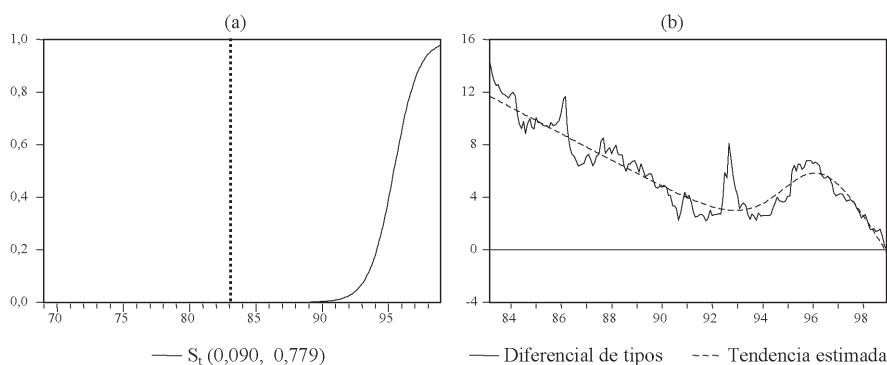
Modelo

$$C \quad i_{ITALIA}^A = 11,74 - 0,08 t + 40,68 \cdot S_t - 0,19 t \cdot S_t + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim AR(13)$$

$\gamma = 0,090, \quad \tau = 0,779 \quad T\tau = 1995.6 \quad R^2 = 0,96$
(3,67) (20,42)

Ver notas al cuadro 8.

Gráfico 12: ITALIA (1983.3-1998.12)



4.3. Análisis de convergencia

Los resultados del apartado anterior muestran que los diferenciales de tipos de interés entre Alemania y el resto de países del estudio son todas series $I(0)$, alrededor de una tendencia que cambia entre dos regímenes. Sin embargo, para poder hablar de convergencia no basta con que el diferencial de tipos sea $I(0)$. Es preciso también que el componente determinista verifique las condiciones de *catching up* o de convergencia de largo plazo. *Catching up* requiere una tendencia determinista que garantice el acercamiento entre los tipos de interés, y convergencia de largo plazo implica que la media del diferencial de tipos es igual a cero.

4.3.1. Catching up

Dado que las estimaciones de los modelos de transición suave (cuadros 8 y 11) no tienen una interpretación directa, los gráficos que representan la tendencia estimada para el diferencial de tipos se configuran como la herramienta más adecuada para detectar la existencia de *catching up*. Los gráficos muestran que en todos los países existe al menos un período de tiempo durante el cual la tendencia estimada para el diferencial de tipos se acerca a cero. Es entonces cuando tiene lugar el *catching up* en tipos de interés. En Austria, Bélgica-Luxemburgo, España, Holanda, Finlandia e Irlanda este proceso coincide con el período de transición estimado en el apartado anterior. En todos estos países la transición estimada en el componente determinista del modelo refleja el proceso de *catching up* con Alemania. Dependiendo de la velocidad de transición el *catching up* será un proceso brusco o gradual. Así, Holanda y Finlandia se caracterizan por un proceso de *catching up* brusco que acerca rápidamente los tipos de interés de estos países a los de Alemania. En Holanda se desarrolla durante 1980. En pocos meses la media estimada se reduce en más de tres puntos alcanzando niveles muy próximos a cero (gráfico 9.b). En Finlandia el *catching up* es casi instantáneo. El cambio estimado a finales de 1992 señala una reducción de más de tres puntos en la media del diferencial de tipos (gráfico 10.b). Desde entonces los tipos de interés de Finlandia y Alemania se mantienen en niveles muy similares.

En Austria, Bélgica-Luxemburgo, España e Irlanda se desarrolla un proceso de *catching up* gradual modelizado por la función de transición logística, que acerca progresivamente sus tipos de interés hacia los alemanes. Bélgica-Luxemburgo y España son los países donde la transición es más lenta. En Bélgica-Luxemburgo se inicia alrededor de 1982, y se completa hacia finales de 1994 cuando la tendencia estimada alcanza valores muy próximos a cero (gráfico 4.b). En España, la convergencia es tan lenta que a pesar de que se inicia hacia 1980, los tipos de interés no se igualan a los alemanes hasta diciembre de 1998 (gráfico 5.b). En Austria e Irlanda la velocidad de transición es algo más elevada que en Bélgica-Luxemburgo y España, así que el proceso de convergencia es más rápido que en estos países. Austria es el único de todos los países analizados cuyo tipo de interés es inferior al alemán durante buena parte del período muestral, por lo que el *catching up* en este país requiere una tendencia creciente en el diferencial de tipos. Esta tendencia comienza a manifestarse durante 1993, poco antes de su ingreso en la UE. En pocos años la convergencia se completa, y desde 1997 el diferencial de tipos se estabiliza en valores muy próximos a cero (gráfico 3.b). En Irlanda la tendencia estimada ubica el proceso de *catching up* entre los años (1986-1989). Durante esos años el diferencial con Alemania se redujo en más de 5 puntos. Sin embargo, el *catching up* no llega a completarse. Sólo a finales de 1998, justo antes de la constitución de la UEM, los tipos de interés de Irlanda se igualan a los de Alemania (gráfico 7.b).

A diferencia de lo que ocurre en los países anteriores, en Francia, Italia y Portugal el proceso de *catching up* en tipos de interés no se corresponde con el período de transición estimado en el apartado anterior. Todos estos países experimentan un proceso de *catching up* gradual que viene modelizado por una simple tendencia lineal. En Francia este proceso comienza hacia 1978, y no se completa hasta la entrada en vigor de la UEM (gráfico 6.b). En Italia la tendencia lineal que acerca los tipos italianos a los alemanes se manifiesta desde el comienzo de la muestra, en marzo de 1983, hasta principios de 1992 (gráfico 12.b). En esta fecha las turbulencias del SME que ocasionaron la libre flotación de la lira, provocaron una ruptura en el proceso de *catching up*. Durante este período de inestabilidad el diferencial de tipos de interés se eleva hasta situarse en 1996 en niveles cercanos a 7 puntos. Es entonces cuando la economía italiana retoma su proceso de convergencia con Europa. El diferencial de tipos disminuye rápidamente durante esta nueva fase de *catching up*, y en apenas tres años los tipos de Italia alcanzan a los alemanes. Por su parte, en Portugal la convergencia se desarrolla también en dos fases. Hasta finales de los ochenta el proceso de *catching up* es rápido, y el diferencial de tipos con Alemania se reduce sustancialmente. Este comportamiento queda interrumpido hacia 1989, y hasta 1991 no se reinicia el proceso de *catching up*. Esta nueva fase de convergencia es más suave que la experimentada durante los años ochenta. El *catching up* no se completa hasta diciembre de 1998 (gráfico 8.b).

4.3.2. Convergencia de largo plazo

La convergencia de largo plazo requiere que la media para el diferencial de tipos sea igual a cero. Para determinar si se verifica esta condición realizamos contrastes de hipótesis sobre los parámetros del modelo estimado. Para Austria,

Bélgica-Luxemburgo, España, Francia, Irlanda, Italia y Portugal este modelo es el correspondiente al contraste de LNV relevante en cada caso. En Holanda y Finlandia, el modelo es el especificado en la ecuación del contraste $\tau_{ZA(1)}$. Dado que en todos los países existe un cambio en el componente determinista del proceso, los contrastes van dirigidos a contrastar convergencia de largo plazo en la última parte de la muestra, cuando el cambio se ha completado. En los casos de España e Italia, donde el período de transición se extiende más allá de diciembre de 1998 (gráficos 5.a y 12.a), no tiene sentido contrastar convergencia de largo plazo puesto que el cambio no se ha completado. Estos países no han podido alcanzar la convergencia de largo plazo en la muestra considerada. El cuadro 12 muestra los contrastes llevados a cabo junto con los resultados obtenidos. Como era de esperar Austria, Bélgica-Luxemburgo, Finlandia y Holanda, que son los países en los que se completa el proceso de *catching up* mucho antes de diciembre de 1998, alcanzan la convergencia de largo plazo antes de la entrada en vigor de la UEM¹⁶. Por el contrario, en Francia, Irlanda y Portugal se rechaza la hipótesis nula de convergencia de largo plazo.

Cuadro 12: CONTRASTES DE CONVERGENCIA DE LARGO PLAZO

	Ecuación de contraste	Hipótesis nula	W	p-valor
Austria (1990.1-1998.12)	LNV: mod. C	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ $\beta_1 + \beta_2 = 0$	W=0,089	0,956
Bélgica-Luxemburgo (1978.1-1998.12)	LNV: mod. A	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$	W=0,620	0,431
Finlandia (1990.1-1998.12)	ZA: $\tau_{ZA(1)}$	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ $\beta_1 = 0$	W=4,740	0,093
Francia (1969.1-1998.12)	LNV: mod. B	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ $\beta_1 = 0$	W=57,405	0,000
Holanda (1978.1-1998.12)	ZA: $\tau_{ZA(1)}$	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ $\beta_1 = 0$	W=4,301	0,116
Irlanda (1978.1-1998.12)	LNV: mod. A	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$	W=24,415	0,000
Portugal (1985.8-1998.12)	LNV: mod. C	$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ $\beta_1 + \beta_2 = 0$	W=932,559	0,000

W es el estadístico de Wald para el contraste de la hipótesis nula. Los valores críticos vienen dados por una χ^2 con m grados de libertad, donde m es el número de restricciones bajo la hipótesis nula.

(16) Los resultados obtenidos para Finlandia no son tan claros como los de los otros países porque el estadístico se sitúa en la frontera entre las regiones de aceptación y rechazo.

4.4. Interpretación de los resultados

En el cuadro 13 presentamos una síntesis de la información proporcionada por el conjunto de contrastes que hemos llevado a cabo.

Cuadro 13: RESUMEN DE RESULTADOS SOBRE CONVERGENCIA EN TIPOS DE INTERÉS

	<i>Catching-up</i>		Convergencia de largo plazo	
	Tipo	Período	¿Existe?	Fecha de inicio
Austria	gradual	1993-1996	SI	1997
Bélgica.-Luxemburgo.	gradual	1982-1994	SI	1995
España	gradual	1980-1998	NO	
Finlandia	brusco	1992	SI	1992
Francia	gradual	1978-1998	NO	
Holanda	brusco	1980	SI	1980
Irlanda	gradual	1986-1989	NO	
Italia	gradual	1983-1992		
		1996-1998	NO	
Portugal	gradual	1985-1988		
		1991-1998	NO	

Entre los países que alcanzan la convergencia de largo plazo se encuentran Bélgica-Luxemburgo, y Holanda. Holanda alcanza la convergencia de largo plazo durante 1980, confirmando el hecho bien conocido de que la política monetaria holandesa seguía muy de cerca los movimientos de la política monetaria alemana. En Bélgica-Luxemburgo el proceso de *catching up* es mucho más lento, y no podemos hablar de convergencia de largo plazo hasta 1995. Austria y Finlandia, que fueron los últimos países junto con Suecia en incorporarse a la UE, también alcanzan la convergencia de largo plazo, lo cual muestra que se encontraban económicamente más próximos a Alemania que otros países como España o Italia incorporados mucho antes a la UE. Para todos estos países la integración monetaria con Alemania era un hecho consumado antes de la formalización de la UEM. Por esta razón, la participación en un área monetaria única heredera de la política monetaria alemana, no ha debido implicar costes importantes.

En contra de lo esperado Francia no pertenece a este grupo de países. Aunque el proceso de *catching up* conduce al diferencial de tipos a niveles muy próximos a cero desde principios de los años noventa, este proceso no se completa hasta la entrada en vigor de la UEM. Las inestabilidades que azotaron al SME durante los años noventa ocasionaron fuertes perturbaciones en el diferencial de tipos, impidiendo que Francia alcanzara la convergencia de largo plazo. En consecuencia, pensamos que la falta de convergencia de largo plazo en Francia no parece ser provocada por graves diferencias macroeconómicas con Alemania, sino más bien por

perturbaciones puntuales, aunque suficientemente significativas, que provocaron episodios de agudos incrementos en el diferencial de tipos durante los años noventa.

A diferencia de lo que ocurre en Francia, el diferencial de tipos de España, Italia, Irlanda y Portugal no se iguala a cero hasta justo antes de la creación de la UEM. Para estos países la falta de convergencia de largo plazo sí refleja importantes diferencias macroeconómicas con Alemania. Todos estos países asumieron riesgos importantes al pasar a formar parte de la UEM. En efecto, las disparidades económicas entre estos países y los que constituyen el núcleo de la UEM provocarán presiones políticas sobre el BCE. Éste difícilmente podrá afrontar la heterogeneidad de la evolución económica de la zona euro, por lo que estos países habrán de hacer frente a las perturbaciones económicas sin la posibilidad de acudir ni a modificaciones en el tipo de cambio ni a la aplicación de una política monetaria *ad hoc*. En España, estas diferencias se vienen manifestando en una inflación continuamente superior a la media de la UEM. En estas circunstancias, los responsables de política económica deben ser muy cuidadosos y diseñar políticas fiscales y de oferta que eviten un descenso en la competitividad de los bienes y servicios españoles.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo aplicamos los contrastes de raíz unitaria con cambio gradual propuestos en LNV, para examinar el proceso de convergencia en tipos de interés que se desarrolló entre los países de la UEM, durante los años previos a la constitución de la misma.

En primer lugar mostramos las ventajas de los contrastes de LNV realizando simulaciones de Monte Carlo que abordan aspectos no considerados hasta ahora en la literatura. Nuestro objetivo es comparar la potencia de estos contrastes con la de los contrastes más tradicionales (DF, ZA y LP), así como examinar la validez de la función de transición estimada mediante los contrastes de LNV. Los resultados indican que los contrastes de LNV tienen buena potencia no sólo ante procesos con cambio gradual, sino también ante aquellos con un cambio instantáneo, e incluso ante procesos sin cambio. Por su parte, los contrastes más tradicionales son los de mayor potencia ante las alternativas para las que fueron específicamente diseñados, pero presentan serios problemas de potencia cuando los parámetros del modelo cambian gradualmente en el tiempo. Nuestro análisis pone de manifiesto que la ventaja de los contrastes de LNV frente a los más tradicionales reside no solo en su efectividad ante procesos con cambio gradual, sino en que la modelización del componente determinista de la serie es tan flexible, que tienen potencia para un conjunto de alternativas más amplio que estos últimos. Por tanto cuando, como ocurre en nuestro análisis, no se conoce a priori si existe o no cambio en el proceso, o si éste es instantáneo o gradual, lo correcto es aplicar los contrastes de LNV. Además, como ventaja adicional, nuestras simulaciones muestran que estos contrastes permiten estimar con gran precisión la función de transición que dirige el proceso, estimación que puede constituir una herramienta muy valiosa para escoger el contraste de raíz unitaria más apropiado en cada caso. Gracias a todo ello, pensamos que los contrastes de LNV permiten examinar la convergencia entre los tipos de interés europeos en un marco más flexible que el considerado en otros trabajos anteriores.

Los resultados del análisis empírico muestran un cambio gradual en el patrón de convergencia de muchos de los países analizados, corroborando la conveniencia de aplicar los contrastes de LNV. La correcta modelización de este cambio es sumamente importante para determinar las características del proceso de convergencia en tipos de interés. Nuestro estudio permite localizar en el tiempo los períodos de *catching up*, y de convergencia de largo plazo para cada país, indicando que los patrones de convergencia hacia la igualación total de tipos han sido muy diferentes entre los países considerados. Así, en Austria, Bélgica-Luxemburgo, España, Francia, Irlanda, Italia y Portugal se desarrolla un proceso de *catching up* gradual que acerca progresivamente sus tipos de interés hacia los de Alemania, mientras que en Finlandia y Holanda la igualación de tipos de interés tiene lugar de un modo mucho más brusco. Al mismo tiempo se detecta que, a pesar de que los países que se encontraban más alejados del cumplimiento de los criterios de convergencia nominal hicieron un esfuerzo importante por formar parte del grupo fundador de la UEM, todos los países que se incorporaron a la UEM en enero de 1999 no se encontraban en las mismas condiciones en el momento de hacerlo. Para los países que alcanzaron la convergencia de largo plazo, la sincronización entre la ejecución de su política monetaria y la alemana era muy elevada antes incluso de la UEM, por lo que seguramente no tuvieron que asumir costes importantes por integrarse en un área monetaria única. Sin embargo, para los países que no alcanzaron la convergencia de largo plazo antes de la UEM, la participación en un área monetaria única supuso costes más importantes.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Artis, M.J. y D. Nachane (1990): "Wages and prices in Europe: a test of the German leadership hypothesis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126, págs. 59-77.
- Bernard, A.B. y S.N. Durlauf (1996): "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71, págs. 161-173.
- Beyaert, A., M.I. González y J. García Solanes, (2001): "Convergence des taux d'intérêt en Europe", *Économie Appliquée*, LIV, 4, págs. 33-61.
- Camarero, M., V. Esteve y C. Tamarit (1997): "Convergencia en tipos de interés de la Economía Española ante la Unión Monetaria Europea", *Revista de Análisis Económico*, 12.
- De Grauwe, P. (1988): "Is the European Monetary System a DM-zone?", *Working Paper*, University of Leuven.
- Dickey, D.A. y W. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, págs. 427-431.
- Dickey, D.A. y W. Fuller (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, págs. 1057-1072.
- Fratianni, M. y J. Von Hagen (1990): "German dominance in the EMS: evidence from interest rates", *Journal of international Money and Finance*, 9, págs. 358-375.
- Fountas, S y J.-L. Wu (1998): "Tests for interest rate convergence and structural breaks in the EMS", *Applied Financial Economics*, 8, págs. 127-132.
- Giavazzi, F. y A. Giovannini (1987): "Models of the EMS: is Europe a greater deutschmark area?", en Bryant, R. C. y Portes, R. (edits.): *Global Macroeconomics*, New York, St Martin's Press.

- Granger, C. y T. Terasvirta (1993): *Modelling nonlinear economic relationships*, Oxford, Oxford University Press.
- Greenaway, D., S. Leybourne y D. Sapsford (2000): "Smooth transitions and DGP growth in the European Union", *The Manchester School*, 68, págs. 145-165.
- Kenen, P.R. (1969): "The theory of optimum currency areas: an eclectic view", en Mundell, R. y Swobodaa, A. (edits.): *Monetary Problems of the International Economy*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Leybourne, S., P. Newbold y D. Vougas (1998): "Unit roots and smooth transitions", *Journal of Time Series Analysis*, 19, págs. 83-97.
- Lin, C.J. y T. Terasvirta (1994): "Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change", *Journal of Econometrics*, 62, págs. 211-228.
- Lumsdaine, R. y D. Papell (1997): "Multiple trend breaks and the unit root hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, 79, págs. 212-218.
- Mckinnon, R. I. (1963): "Optimum currency areas", *American Economic Review*, 53, págs. 717-725.
- Mundell, R.A. (1961): "A theory of optimal currency areas", *American Economic Review*, 51, págs. 657-665.
- Ng, S. y P. Perron (1995): "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 429, págs. 268-281.
- Oxley, L. y D. Greasley (1995): "A time series perspective on convergence: Australia, UK and USA since 1870", *The Economic Record*, 71, págs. 259-270.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, págs. 1361-1401.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992): "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, págs. 251-270.

Fecha de recepción del original: noviembre, 2001

Versión final: junio, 2003

ABSTRACT

Eleven E.U. member states matched their interest rates in January 1999, marking the culmination of a lengthy convergence process. In this paper, we apply unit root tests with gradual change developed by Leybourne, Newbold and Vougas (1998) in order to analyse this convergence process among interest rates. We use Monte Carlo simulations to compare these tests with traditional unit root tests, which impose that breaks, when present, must occur instantaneously. We show that the advantage of the Leybourne, Newbold and Vougas tests is not only in terms of effectiveness when the deterministic component of the model changes gradually, but also of their they have power in a wider class of alternative processes. Besides, using Leybourne, Newbold and Vougas tests we obtain very precise estimations of the deterministic component. Therefore, these tests are a very helpful tool to analyse the convergence process. This study allows us to distinguish between catching-up and long-run convergence, and shows very important differences on the road towards the matching of interest rates among the countries belonging to the European Monetary Union.

Key words: long run convergence, catching up, interest rates, unit root tests, structural change, nonlinear smooth transition model.

JEL classification: C12, C15, C22, E43, F36.