

CONVERGENCIA EN TIPOS DE INTERES DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA ANTE LA UNION MONETARIA EUROPEA*

MARIAM CAMARERO

Universitat Jaume I, Castellón y Wharton School, University of Pennsylvania

VICENTE ESTEVE

Instituto de Economía Internacional, Universitat de València

CECILIO TAMARIT

Universitat de València y Wharton School, University of Pennsylvania

Abstract

This paper examines whether there is convergence between the interest rates of the Spanish and German economies or at least with a weighted average of the European Union (EU). For this purpose a time series approach is adopted and some unit root tests allowing for structural breaks when the breakpoint is unknown are implemented. The empirical findings allow us to accept the long-term convergence hypothesis towards a weighted average of the EMS. The results also allow us to accept the existence of a catching up process in long-term interest rate differentials with Germany. Further evidence is obtained using the Kalman filter. This technique allows us to study in more detail the speed and evolution of the catching up processes.

* El presente trabajo se ha realizado con financiación del Centro de Estudios Bancarios de la Fundación BBV y se enmarca en los proyectos DGICYT-PB94-0955-CO2-01 y 02 del Plan Nacional español de I+D. Los autores agradecen a Pierre Perron su colaboración al proporcionarles los programas para realizar el análisis de raíces unitarias. Asimismo, el trabajo se ha beneficiado de los comentarios de Richard Marston y de un evaluador anónimo. Cualquier posible error es únicamente responsabilidad de los autores.

I. Introducción

El presente trabajo tiene como objetivo profundizar en el estudio del proceso de convergencia nominal de la economía española con la media de la Unión Europea (UE) y, en particular, con Alemania. De esta forma, este estudio complementa otras investigaciones ya realizadas por los autores sobre la sostenibilidad del déficit público de la economía española (Camarero, Esteve y Tamarit, 1994) y sobre la convergencia de precios (Camarero, Esteve y Tamarit, 1995, 1996), centrándose ahora en el análisis de la convergencia de tipos de interés entre España, Alemania y una media de la UE.

Parece existir un consenso bastante generalizado sobre que el Sistema Monetario Europeo (SME) ha tenido éxito como instrumento para reducir la inflación y la volatilidad del tipo de cambio de sus países miembros (véase Rogoff, 1985; Artis, 1987; Artis y Taylor, 1988). Sin embargo, resulta más controvertido descubrir los canales a través de los que el SME ha operado para conseguir tales resultados. Uno de los enfoques considera que el SME es un sistema asimétrico en el que Alemania ocupa el puesto central y el resto de países seguidores sufren pérdidas en términos de su producción debido a la política "deflacionista" seguida por Alemania. De esta forma, el SME sería una "zona marco", en la que el ajuste de los instrumentos de política de los diferentes países miembros se haría en función de la política monetaria fijada por el país hegemónico en el Sistema. Si esto fuese así, deberíamos poder encontrar convergencia en tasas de inflación y, si existe integración financiera, también en tipos de interés. De forma alternativa, los países que no sigan el liderazgo alemán tendrían que, o bien devaluar o imponer controles de capital para poder mantener algún grado de autonomía monetaria, lo que se reflejaría en variaciones de sus diferenciales de interés frente a Alemania.

En algunos estudios se ha podido encontrar evidencia empírica favorable a la llamada "hipótesis de liderazgo alemán" (véase Giavazzi y Giovannini, 1987; Russo y Tullio, 1988; Gros y Thygesen, 1988; Artis y Nachane, 1991). Por otra parte, en otras investigaciones se rechaza la hipótesis de dominio estricto por parte de Alemania, si bien se reconoce la importancia de las asimetrías del Sistema (véase Smeets, 1990; Fratianni y von Hagen, 1990; De Grauwe, 1994; Camarero y Tamarit, 1995).

Asimismo, en otros trabajos, como Karfakis y Moschos (1990) y Camarero y Tamarit (1996), se estudian las relaciones entre precios o entre tipos de interés dentro del SME mediante técnicas de cointegración para contrastar la existencia de relaciones de largo plazo entre Alemania y otros países del SME, siendo la idea básica que la convergencia entre dos series implica cointegración. Los resultados en este caso también cuestionan la hipótesis de un liderazgo alemán estricto.

Utilizando diversas técnicas, distintos autores han estudiado recientemente el proceso de integración de los mercados financieros a nivel internacional entre los países de la OCDE (van Gemert y Gruijters, 1993; Pigott, 1994; Throop, 1994; o Marston, 1995). La evidencia, en general, muestra que la dispersión en los tipos de interés reales nacionales ha fluctuado considerablemente a lo largo del tiempo

pero sin ninguna tendencia sistemática a disminuir, si bien la integración en algunos casos puede haber aumentado la sincronización de los movimientos en los tipos de interés (Frankel, 1989).

Los resultados anteriores pueden ser diferentes en el caso de un área económica integrada como la UE. Las conexiones entre los tipos de interés de los distintos países pueden depender en buena medida del régimen de tipo de cambio imperante. El Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del SME, al generar un tipo de cambio estable, permite suponer que la liberalización progresiva de los mercados de capitales habrá inducido un proceso de convergencia en los tipos de interés de los distintos países participantes en el Sistema. En efecto, durante el período de estudio escogido (1980-1995) en el presente trabajo se ha puesto en funcionamiento la Directiva Comunitaria del 24 de junio de 1988 que establecía la liberalización de todas las transacciones de capital, tanto a corto como a largo plazo a partir del 1 de julio de 1990, coincidiendo con la primera etapa del proceso hacia la Unión Económica y Monetaria (UEM).¹

Sin embargo, la integración financiera internacional no conduce siempre a una igualación de los tipos de interés entre los distintos países. Si el tipo de cambio tiene un cierto grado de flexibilidad, las expectativas sobre el mismo y el riesgo de cambio pueden convertirse en un obstáculo que impida la convergencia de los tipos de interés reales. Esto tiene importantes consecuencias sobre el funcionamiento del SME y merece ser estudiado con mayor detenimiento, pues el grado de flexibilidad cambiaría que permite el Sistema contribuyó a la reducción de los controles de capital. Sin embargo, sin un grado de coordinación suficiente en las políticas monetarias y fiscales, la abolición de los controles de capital puede resultar completamente incompatible con una fijación del tipo de cambio, como así parecen demostrarlo las turbulencias del SME desde finales de 1992.

En un conocido artículo, Frankel (1989) establece cuatro definiciones de perfecta movilidad de capital, las cuales suponen un orden ascendente en el número de supuestos que deben cumplirse: a) paridad cubierta de tipos de interés (CIP), que supone que el premio o descuento forward (fd_t) debe igualar el diferencial de tipos de interés nominal ($i_t - i_t^*$) y, por tanto, se supone que la prima de riesgo-país es nula; b) paridad no cubierta de tipos de interés nominales (UIP), establece que las variaciones esperadas del tipo de cambio nominal (Δs_t^e) deben igualar el diferencial nominal de tipos de interés y, por tanto, la prima de riesgo de cambio debe ser nula; c) paridad de interés real (RIP), supone movilidad perfecta dentro de los mercados financieros y de bienes, ya que la variación esperada en el tipo de cambio real (Δs_{rt}^e) debe igualar al diferencial de tipos de interés real; d) condición de Feldstein-Horioka (F-H), supone que no existe correlación entre el ratio de ahorro bruto nacional sobre el PIB (S_t/Y_t) y el ratio de inversión bruta doméstica sobre el PIB (I_t/Y_t).

Si bien todos estos criterios resultan valiosos a la hora de ver el grado de integración financiera, los dos primeros (CIP y UIP) pueden ser los más útiles, ya que la RIP y la condición de F-H no sólo miden el grado de integración financiera sino también el de los mercados reales. Por el contrario, la CIP y la UIP se centran en los mercados financieros e intentan medir, en el primer caso, la posi-

bilidad real de circulación de los activos financieros entre países y, en el segundo, la voluntad de efectuar estos movimientos en respuesta a las variaciones relativas en la rentabilidad esperada de los activos, es decir, la sustituibilidad entre activos de distintos países.

La CIP ha sido utilizada en la literatura mayoritariamente para la medición de la efectividad de las barreras o controles de capital.² Sin embargo, el objetivo del presente trabajo es medir si se ha producido o, al menos está en proceso de producirse, un proceso de convergencia en tipos de interés entre España y la UE que permita afirmar el cumplimiento de este criterio de convergencia nominal impuesto por el Tratado de Maastricht como prerequisite para pasar a la última fase de la Unión Monetaria. Es por ello que el análisis no se acopla completamente a ninguno de estos criterios de integración financiera, pues el Tratado de Maastricht simplemente indica que el tipo de interés a largo plazo del país aspirante a formar parte de la Unión Monetaria no deberá superar en más de 2 puntos la media observada en los tres países con menor inflación del SME. Se trata, por tanto, de un proceso de acercamiento paulatino hacia un valor arbitrario ($\alpha + 2$) del tipo de interés objeto de estudio. El problema metodológico que surge es, pues, cómo definir la convergencia y qué técnica econométrica utilizar para realizar la medición correctamente.

El presente trabajo intenta resolver el problema planteado mediante un enfoque basado en el uso de series temporales, utilizando técnicas de cointegración y raíces unitarias, siendo la innovación metodológica básica la aplicación de contrastes que permiten rupturas en la tendencia de las series. Con el fin de analizar la evolución del proceso de convergencia detectado a partir de los contrastes de raíces unitarias, el análisis se complementa con la realización de regresiones con parámetros cambiantes a través del filtro de Kalman, lo que permite observar la velocidad y la evolución del proceso de convergencia, distinguiendo entre Alemania y una media del SME como variables atractoras hacia las que se ha producido la convergencia. Este punto, como es lógico, tiene consecuencias sobre la aplicación de la futura política monetaria en Europa y es un contraste adicional de la hipótesis de liderazgo alemán.

A partir de aquí, el trabajo se estructura como sigue: en la sección II, se realiza una revisión metodológica sobre el concepto de convergencia y su medición; en la sección III se exponen los aportes del presente trabajo y su aplicación en el contexto de la convergencia de tipos de interés; la sección IV se dedica a la exposición de los resultados obtenidos. Por último, las conclusiones se ofrecen en la sección V.

II. Convergencia y Cointegración

Según Hall, Robertson y Wickens (1992) el concepto de convergencia, desde un punto de vista económico, consiste en que la diferencia entre dos o más series debe hacerse arbitrariamente pequeña (o converger hacia cierta constante, α) con el transcurso del tiempo:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (X - Y) = \alpha \quad (1)$$

En el caso de series aleatorias, como la mayoría de las variables económicas, se puede extender la definición anterior introduciendo la noción de convergencia estocástica, es decir, que existe una fecha t^* a partir de la cual la esperanza matemática de la diferencia entre las dos variables se convierte en inferior o igual a una constante, α :

$$E\{\lim_{t \rightarrow \infty} (X - Y)\} = \alpha \quad (2)$$

En este caso se requiere que la probabilidad de que dos series difieran en una cierta cantidad, sea arbitrariamente pequeña. En el contexto de procesos integrables, si las dos series consideradas son $I(1)$, la convergencia tan sólo requerirá que la diferencia entre ellas sea de un orden de integrabilidad inferior, es decir, $I(0)$.

En la práctica, se han propuesto diversas formas de contrastar la convergencia, bien mediante técnicas *cross-section* o por el uso de series temporales.

Los trabajos que unen el concepto de cointegración al de convergencia estiman que para que exista convergencia entre todo par de variables X_t con un orden de integración igual a 1 se deben cumplir las condiciones siguientes:

- i) X_{it} y X_{jt} están cointegradas.
- ii) el vector de cointegración es $(1, -1)$.
- iii) la diferencia entre ambas es una variable estocástica con media nula.

Este tipo de contrastes se ha aplicado extensamente al análisis de la convergencia nominal. El principal problema de este método radica en que la convergencia es un proceso gradual y que aún se encuentra en funcionamiento, mientras que los contrastes de cointegración tan sólo permiten averiguar si existe convergencia durante el período muestral. Por ello, es de esperar el rechazo de la hipótesis de convergencia. Por otra parte, el concepto de convergencia que aparece en el Tratado de Maastricht es menos restrictivo que el de la cointegración, pues lo que requiere el Tratado es que los países se encuentren en vías de converger y no que ya lo hayan hecho. Por tanto, los requisitos ii) y iii) no se corresponden con la exigencia de convergencia, pues no se trata tanto de saber si los países han convergido como de si se encuentran en un proceso de convergencia, sobre todo a partir de la creación del SME. El rechazo de la hipótesis de cointegración de un contraste sobre una muestra que engloba las dos últimas décadas no aportaría ninguna información sobre el compromiso de los distintos países en el proceso de convergencia a partir de un determinado momento de la muestra. Por tanto, se debería recurrir al uso de contrastes que permitan tomar en consideración el cambio en las relaciones a largo plazo entre los distintos países.

La literatura ha propuesto dos formas de solucionar este problema:

- 1) La primera se basa en la *técnica de parámetros cambiantes*. Entre los trabajos que emplean esta metodología para el contraste de la convergencia en el

SME cabe citar a Hall, Robertson y Wickens (1992), Haldane y Pradham (1992) y Loufir y Reichlin (1993).

2) Una segunda alternativa es la que ha surgido recientemente en la literatura al distinguir entre niveles distintos de convergencia: convergencia a largo plazo, *catching up* y tendencias comunes entre series temporales (Oxley y Greasley, 1995 y Bernard y Durlauf, 1996).

De esta forma, las diferentes nociones de convergencia quedarían definidas tal y como sigue:

a) Si se cumplen las tres condiciones antes expuestas, estaríamos ante el concepto de convergencia fuerte o a largo plazo, que supone la desaparición con el tiempo de cualquier diferencia entre las series analizadas y, por tanto, representa la noción más estricta de convergencia. Este concepto supone la existencia de cointegración no sólo estocástica sino también determinística.

b) Si no se cumple la condición iii), es decir, que la diferencia entre ambas series es estacionaria con media cero, esto significa que dicha diferencia puede tender a la disminución a lo largo del tiempo pero que pueden persistir varios estados estacionarios; este caso sería el denominado *catching up* cuya condición suficiente es que exista cointegración estocástica.

c) Si no se cumplen las condiciones ii) y iii) y el vector de cointegración es $(1, \alpha)$, siendo $\alpha < 0$, entonces ambas series no convergen en el tiempo sino que son proporcionales y presentan, por tanto, tendencias comunes.

Dado que no es esperable que se haya producido una convergencia completa en el caso de la economía española, el concepto de *catching up* puede ser especialmente relevante para el presente estudio. La forma de contrastar esta posibilidad sería la aplicación de tests de raíces unitarias a la variable construida por la diferencia de las series objeto de estudio. La ausencia de una raíz unitaria (tendencia estocástica) y de una tendencia determinística implicaría convergencia a largo plazo; por el contrario la presencia de una tendencia determinística daría lugar a la existencia de *catching up*.

El principal problema relacionado con los contrastes de raíces unitarias en general y, por tanto, con su aplicación a los tests de convergencia en particular, radica en la posibilidad de que existan rupturas o cortes estructurales en las series que pueden conducir a la aceptación errónea de la hipótesis de raíz unitaria y, en consecuencia, a rechazar de forma equivocada la existencia de convergencia. Para evitar este problema, se propone utilizar contrastes de raíces unitarias que permitan la existencia de rupturas estructurales y que endogeneizan la búsqueda del punto de corte en la serie (Zivot y Andrews, 1992; Vogelsang y Perron, 1994 y Perron, 1994a, 1994b).

III. Problemas de los Trabajos Previos sobre Convergencia de Tipos de Interés en el SME

El estudio de las relaciones entre los tipos de interés de los países integrantes del SME se ha realizado en la literatura siguiendo diversas aproximaciones. Entre

los trabajos que estudian la integración de los mercados financieros calculando coeficientes de correlación entre tipos de interés representativos de los distintos países miembros de la UE, cabe citar los realizados por la Comisión Europea (1990) y, más recientemente, por Lemmen y Eijffinger (1993).

Otro grupo de trabajos ha utilizado un enfoque de series temporales y, más concretamente, ha distinguido entre la naturaleza estacionaria o no estacionaria de las series de tipos de interés, haciendo uso de técnicas de cointegración. Dentro de esta línea se encuentran los trabajos de Karfakis y Moschos (1990), Katsimbris y Miller (1993) y Kirchgässner y Wolters (1995).

Los resultados del trabajo de Karfakis y Moschos (1990) apuntan la inexistencia de una relación de largo plazo en los tipos de interés entre Alemania y el resto de países del SME. Al mismo tiempo, los tests de causalidad indican la presencia de una relación unidireccional desde Alemania. Recientemente, Katsimbris y Miller (1993) han ampliado el análisis incluyendo el tipo de interés de los Estados Unidos, llegando a la conclusión de que esta última variable tiene una influencia causal importante sobre los miembros del SME, al tiempo que no existe cointegración entre los tipos de interés americanos y europeos. Todo ello les conduce a rechazar la hipótesis de dominio alemán. Por último, el trabajo de Kirchgässner y Wolters (1995) va dirigido a contrastar la hipótesis de liderazgo alemán y, para ello, aplica tests de causalidad distinguiendo los casos en los que existe cointegración entre los tipos de interés de los diferentes países utilizados. En concreto, se analizan las relaciones entre los países miembros del SME y entre éstos y el resto del mundo (representado por los Estados Unidos). La evidencia no es concluyente: Alemania influye en el resto de países del SME pero no de forma absoluta. Desde el punto de vista estricto de las relaciones de cointegración encontradas, existen relaciones por pares de países pero no del Sistema en su conjunto.

Estos autores³ consideran que sus resultados van en contra de lo que marca la intuición, en la medida que la existencia de cointegración parece más probable en un régimen de tipos de cambio fijos como el SME. En su análisis, los contrastes de cointegración están motivados por la paridad de tipos de interés, tanto cubierta como descubierta, así como en el supuesto de que los errores de predicción esperados, las primas de riesgo y las variaciones en los tipos de cambio son todos ellos procesos estacionarios. Sin embargo, como se ha indicado anteriormente, la cointegración entre los tipos de interés sólo sería esperable una vez que la convergencia ya se ha generado. De esta forma, si la convergencia estuviese produciéndose pero el proceso aún no hubiese concluido, los diferenciales de interés podrían detectarse como no estacionarios al utilizar contrastes estándar de raíces unitarias. Esto se debe a que la convergencia es un proceso dinámico que lleva a una reducción continua en la media (y posiblemente en la varianza) de dicha variable.

Como se acaba de indicar, Karfakis y Moschos (1990) y Katsimbris y Miller (1993) consideran que la cointegración entre los tipos de interés viene dada por las condiciones de paridad internacional. Por ejemplo, en el caso de la paridad cubierta de tipos de interés, la siguiente relación debe verificarse:

$$i_t - i_t^* = f_t - s_t \quad (3)$$

en la que i_t e i_t^* son los tipos de interés doméstico y extranjero, respectivamente, y f_t y s_t son los logaritmos naturales de los tipos de cambio *forward* y *spot*. Por definición:

$$f_t - s_t = \Delta s_{t+1} + (E_t s_{t+1} - s_{t+1}) + p_t \quad (4)$$

donde Δ y E son la primera diferencia y el operador de expectativas, respectivamente y p_t es la prima de riesgo. Normalmente se supone que la prima de riesgo es estacionaria y los trabajos empíricos indican que los tipos de cambio se pueden modelizar como paseos aleatorios (véase, Meese y Rogoff, 1983a, 1983b), por lo que su primera diferencia también es estacionaria. Por lo que respecta a los errores de predicción, bajo el supuesto de expectativas racionales, deben ser ruido blanco y, por tanto, estacionarios. En consecuencia, los diferenciales de interés deben ser estacionarios. De forma similar, si el equilibrio de cartera internacional se especifica como:

$$i_t - i_t^* = (E_t s_{t+1} - s_t) + p_t \quad (5)$$

en el que la existencia de una prima de riesgo implica una separación respecto a la paridad no cubierta de los tipos de interés (UIP), las propiedades estadísticas de las variables a la derecha de la ecuación deben dar lugar a relaciones de cointegración entre parejas de tipos de interés.

Sin embargo, siguiendo a Caporale y Pittis (1995), estos argumentos sólo son válidos una vez que se ha alcanzado la convergencia en los tipos de interés. Por el contrario, si el proceso dinámico de convergencia hacia el estado estacionario todavía se está verificando, los diferenciales de interés entre Alemania y el resto de países del SME deben aproximarse gradualmente a cero en la medida que aumente la integración de los mercados financieros y, por tanto, con los contrastes normales de raíces unitarias, las variables pueden parecer no estacionarias, aunque sí lo sean, pero en torno a una tendencia determinística.

Para clarificar esta idea consideremos dos variables, x_t e y_t , y supongamos que ambas son I(1); en el caso en el que su diferencia sea también I(1), se pueden estar confundiendo dos diferentes posibilidades:

i') Que la serie $z_t = x_t - y_t$ sigue un paseo aleatorio con deriva, es decir:

$$z_t = \mu + z_{t-1} + e_t$$

y, por tanto, cualquier shock sobre la variable tiene efecto permanente y no se puede producir convergencia, y

ii') Que la serie z_t sea estacionaria pero en torno a una tendencia cuya parte determinística no es lineal y, por tanto, los contrastes estándar se muestran incapaces de reconocer, confundiendo una serie que es estacionaria en torno a una tendencia determinística con un cambio exógeno en un momento determinado del tiempo T_0 con el caso i').

Esta distinción es crucial en nuestro estudio, pues en este último caso ambas series pueden converger progresivamente y constituye el proceso que se ha definido en la sección II como *catching up*.

Para ello es necesario aplicar contrastes de raíces unitarias que permitan la existencia de cambios o discontinuidades en las tendencias de las series (Zivot y Andrews, 1992; Vogelsang y Perron, 1994 y Perron, 1994a).

La distinción entre los dos niveles de convergencia antes definidos, convergencia a largo plazo y *catching-up*, resulta en consecuencia de gran importancia desde el punto de vista de la política económica, pues España es un país "periférico" y, por tanto, no es esperable que haya alcanzado ya un estadio de convergencia a largo plazo, al menos con la economía alemana y, como ya se expresó anteriormente, el propio concepto de convergencia exigido en el Tratado de Maastricht es menos estricto e implica simplemente un proceso de acercamiento paulatino.

Sin embargo, el tratamiento estadístico hasta ahora presentado únicamente permite distinguir entre ambos niveles de convergencia y, en el caso de *catching up*, indicar que se ha iniciado un proceso de acercamiento entre ambos países, sin que se pueda extraer ninguna información sobre la evolución⁴ o la velocidad del proceso. Es por ello que, de forma complementaria, se propone una metodología basada en la modelización mediante parámetros cambiantes a través del filtro de Kalman del tipo aplicado en Loufir y Reichlin (1993).

IV. Convergencia de Tipos Interés: Evidencia Empírica

4.1 Introducción

En el presente trabajo se contrasta si el cambio de régimen en la política económica que ha supuesto la entrada en la UE de la economía española y, más en concreto, en el SME,⁵ ha dado lugar a una perturbación de carácter permanente representada por cambios estructurales en las series de tipos de interés de los distintos países, lo que podría haber generado un proceso de *catching up* o acercamiento progresivo de las variables. En concreto, se analizan las siguientes hipótesis:

i) Si los tipos de interés de España, Alemania y el agregado del SME son series estacionarias o, alternativamente, presentan una tendencia estocástica.

ii) Si los tipos de interés de España están cointegrados con los de Alemania (o bien con los del agregado del SME) con un vector de cointegración (1, -1), es decir, si el diferencial entre estas series es una variable I(1) (en este caso no existe convergencia de ningún tipo) o bien es una variable I(0).

iii) Si el diferencial de tipos de interés (residuos de la relación de cointegración) es una variable estacionaria en torno a una media igual a cero (en este caso existiría convergencia a largo plazo) o bien es una variable estacionaria pero en torno a una tendencia determinística lineal o no lineal (en este caso se estaría produciendo *catching up*).

iv) En este último caso, la evolución del proceso de *catching up* se analiza mediante regresiones con parámetros cambiantes entre los pares de variables.

Por lo que respecta al período de estudio, éste recoge datos trimestrales desde 1980 a 1995, tanto de tipos de interés a largo plazo (Criterio de Maastricht) como a corto plazo (variable de control de la política monetaria).

Por último, los datos utilizados son los de la economía española en relación a la alemana y a la de una variable agregada del SME,⁶ pues de la obtención de convergencia en uno u otro caso se derivan importantes consecuencias de política económica. Este es otro elemento diferenciador del presente trabajo respecto a otras mediciones de convergencia nominal y, por otra parte, supone una ampliación en el uso de variables agregadas (o medias ponderadas), hasta ahora sólo utilizadas en modelos de demanda de dinero en Europa (Bekx y Tullio, 1989; Monticelli y Strauss-Kahn, 1994) o de determinación de tipo de cambio (Camarero 1993, Camarero y Tamarit, 1995; y Camarero y Tamarit, 1996).

4.2 Orden de integrabilidad de las series de tipos de interés

La primera etapa en el análisis de las relaciones a largo plazo entre las series de tipos de interés consiste en establecer si todas ellas son estacionarias en diferencias y, por tanto, comparten el mismo orden de integrabilidad. Para determinar el número de raíces unitarias se aplica el contraste de Phillips-Perron (1988) y, de forma complementaria, el propuesto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)⁷, el cual presenta la particularidad de considerar como hipótesis nula la estacionariedad de la variable. El uso de este segundo contraste se justifica por el hecho de ser más potente cuando la serie analizada contempla un cambio en la media,⁸ lo que se desprende de su observación en la mayoría de los casos al inspeccionar los gráficos de las series.⁹

En la Tabla 1 pueden observarse los resultados obtenidos de la aplicación del contraste de Phillips-Perron. En la totalidad de los casos puede aceptarse la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en las series de tipos de interés nominales tanto a corto como a largo plazo y, al mismo tiempo, puede comprobarse que las series son estacionarias en primeras diferencias, pues siempre se rechaza la hipótesis nula de existencia de dos raíces unitarias. Estos resultados aparecen refrendados por los resultados del contraste KPSS en la Tabla 2. Por tanto, se puede concluir que el conjunto de series son I(1), por lo que es posible encontrar relaciones de cointegración entre diferentes pares formados por las mismas.

4.3 Comportamiento de los diferenciales de interés: relaciones de cointegración

Tal y como apareció explicado en la sección III del presente estudio, resulta de crucial importancia establecer una distinción entre dos niveles de convergencia. Estos dos conceptos de convergencia aparecen definidos en los trabajos de Oxley y Greasley (1995) y Bernard y Durlauf (1996) bajo la denominación de *catching up* y convergencia a largo plazo según lo estricto de las condiciones que los definen. Ambos estadios de convergencia están íntimamente ligados a los conceptos de cointegración estocástica y determinística, respectivamente.¹⁰

En concreto, se entiende que existe un proceso de acercamiento o *catching up*

TABLA 1
CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON
SERIES INDIVIDUALES TIPOS DE INTERES

	Δi_{escp}_t	Δi_{eslp}_t	Δi_{gecp}_t	Δi_{gelp}_t
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-6.3 ^a	-6.1 ^a	-7.0 ^a	-7.9 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$	-6.3 ^a	-6.1 ^a	-7.1 ^a	-7.9 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-6.2 ^a	-6.1 ^a	-7.0 ^a	-7.8 ^a
	i_{escp}_t	i_{eslp}_t	i_{gecp}_t	i_{gelp}_t
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-2.5	-2.8	-1.6	-1.9
$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$	-1.8	-1.7	-1.4	-1.7
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-1.0	-0.9	-0.9	-0.9
	Δi_{lpems}_t	Δi_{cpems}_t		
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-5.3 ^a	-5.9 ^a		
$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$	-5.3 ^a	-5.9 ^a		
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-5.2 ^a	-5.8 ^a		
	i_{lpems}_t	i_{cpems}_t		
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-1.9	-1.8		
$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$	-1.1	-1.2		
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-1.0	-1.3		
Valores críticos al 5% de significatividad, T=100:				
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-3.45	$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$: -2.89	$Z(t_{\hat{\alpha}})$: -1.95	

Notas: (1) "a" indica significatividad al 5%. (2) Los estadísticos $Z(t_{\hat{\alpha}})$, $Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ son las correcciones no paramétricas de Phillips y Perron (1988) aplicadas respectivamente a los tests $\hat{\tau}_t$, $\hat{\tau}_\mu$ y $\hat{\tau}$ en la terminología de Fuller (1976), cuyos valores críticos se encuentran en la Tabla 8.5.2.

entre los tipos de interés nominales de dos economías cuando el diferencial de intereses tiende a estrecharse a lo largo del tiempo. Así, suponiendo dos momentos del tiempo, t y $t+T$ y dos tipos de interés pertenecientes a dos economías (por ej. España y Alemania), de forma que $i_{et} > i_{at}$, existe *catching up* entre las mismas si:

$$E(i_{et+T} - i_{at+T} / \xi) < i_{et} - i_{at} \quad (6)$$

TABLA 2

SERIES INDIVIDUALES Y DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES
CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS KPSS (l=8)

	η_{μ}	η_{τ}
iescp _t	0.48 ^a	0.08
ieslp _t	0.59 ^a	0.06
igecp _t	0.15	0.12
igelp _t	0.25	0.12
ilpems _t	0.55 ^a	0.14 ^a
icpems _t	0.46 ^a	0.12
difgsl _t	0.58 ^a	0.08
difgsc _t	0.42	0.06
difemsl _t	0.20	0.10
difemsc _t	0.17	0.04

Notas: i) El estadístico η_{μ} representa el modelo sin tendencia, mientras que, η_{τ} contiene una tendencia determinística.
ii) "a" indica significatividad al 5%. Los valores críticos son para η_{μ} : 0.463 y en el caso de η_{τ} : 0.146.

En consecuencia, este concepto de convergencia implica la ausencia de una raíz unitaria en el diferencial de intereses pero es compatible con la presencia de una tendencia determinística y, por tanto, implica la necesidad de que exista cointegración estocástica entre ambas variables.

Por el contrario, la convergencia a largo plazo supone un nivel más estricto de convergencia y, formalmente, puede definirse como:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(i_{et+k} - i_{at+k} / \xi_t) = 0 \quad (7)$$

Este concepto exige no sólo la ausencia de una raíz unitaria (tendencia estocástica) en el diferencial de intereses sino que tampoco puede aparecer una tendencia determinística, lo que implica que el proceso de acercamiento entre ambos tipos de interés se ha completado y que ambos se igualan en el equilibrio a largo plazo. En este caso, la existencia de cointegración estocástica es una condición suficiente para la existencia de convergencia a largo plazo.

Tal y como se ha explicado en la sección III, los diferenciales de intereses a nivel internacional darán lugar a relaciones de cointegración según la forma que aparece en (5). De los dos términos que aparecen a la derecha de dicha ecuación (la prima de riesgo y los errores de predicción sistemáticos (racionales)), si bien

ambos pueden ser significativos, son los segundos los que con mayor probabilidad presentarán una tendencia, ya que éstos sólo afectan a los diferenciales nominales de tipos de interés y a los diferenciales de precios, pero no a los diferenciales reales de intereses (Marston, 1994). Por otra parte, el cambio que para los agentes supuso la entrada de España en la UE junto a los acuerdos de Basilea-Nyborg implican la necesidad de un proceso transitorio en el cual los agentes parcialmente racionales se adapten y vayan actualizando sus predicciones. En este contexto es esperable, por tanto, que en caso de producirse convergencia, ésta sea del tipo *catching up*.

Para detectar los diferentes tipos de cointegración se aplican de nuevo los contrastes de raíces unitarias sobre los diferenciales de tipos de interés, pues es lo mismo que comprobar si los residuos de la relación de cointegración son estacionarios.¹¹ De la simple inspección visual de los diferenciales en los Gráficos 1 a

GRAFICO 1

DIFERENCIAL TIPO DE INTERES A LARGO PLAZO
ESPAÑA-ALEMANIA
1980:1-1995:4
SERIE EN NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS

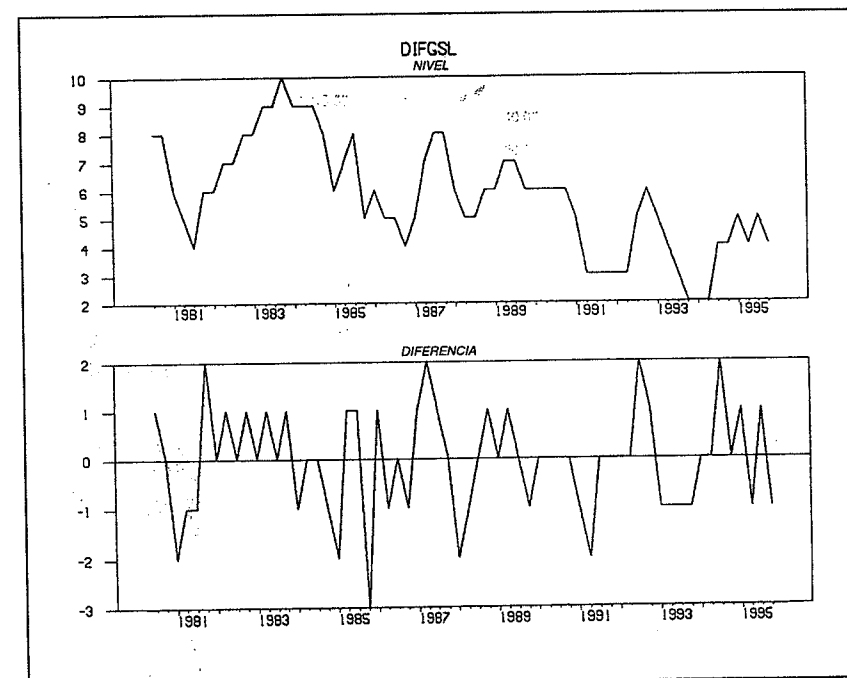
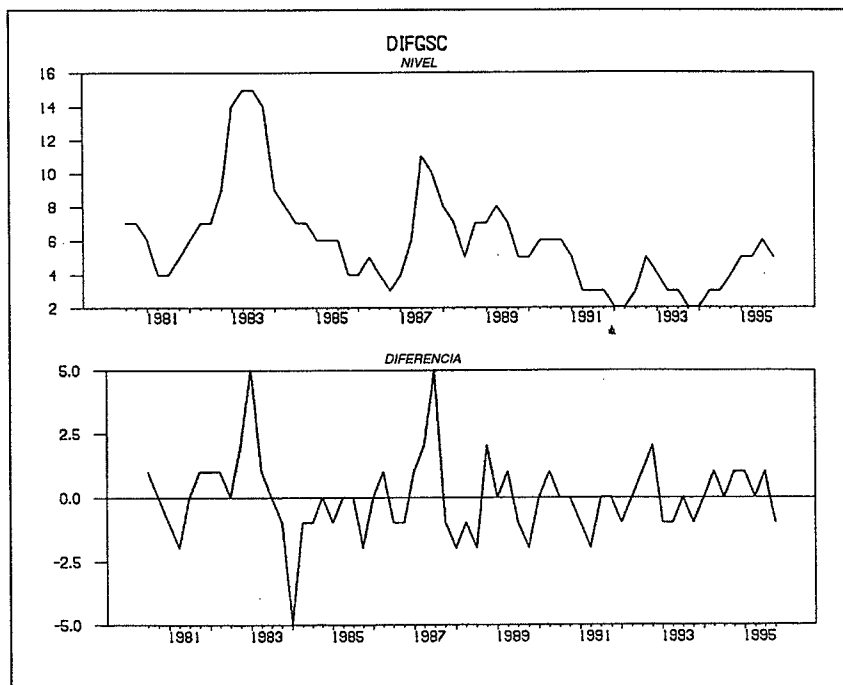


GRAFICO 2

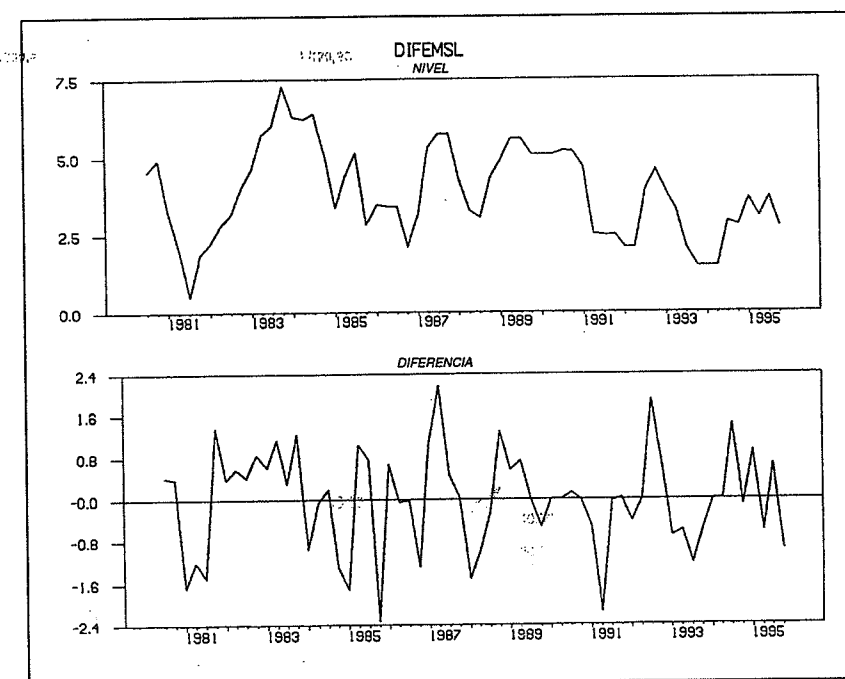
DIFERENCIAL TIPO DE INTERES A CORTO PLAZO
ESPAÑA-ALEMANIA
1980:1-1995:4
SERIE EN NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS



6 es fácilmente constatable que todos ellos presentan una tendencia descendente desde el inicio del período de estudio. Según los resultados de los tests de Phillips-Perron para las regresiones que no incluyen tendencia,¹² sólo se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en el caso de los diferenciales respecto al SME, tanto a largo como a corto plazo, lo que implicaría que en estos casos existe ya convergencia a largo plazo. Por el contrario, los resultados de la aplicación de los contrastes KPSS que aparecen en la Tabla 2 no permiten rechazar en ningún caso la hipótesis nula de estacionariedad, por lo que en todos los casos existiría un proceso de *catching up*. Estos resultados contradictorios entre ambos contrastes para el caso de la convergencia con Alemania pueden estar provocados por la falta de potencia de los test de Phillips-Perron cuando existen cambios en la media de las series. Este puede haber sido fácilmente el caso que nos ocupa, por lo que conviene ampliar el análisis incluyendo posibles discontinuidades en las series.

GRAFICO 3

DIFERENCIAL TIPO DE INTERES A LARGO PLAZO
ESPAÑA-SME
1980:1-1995:4
SERIE EN NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS



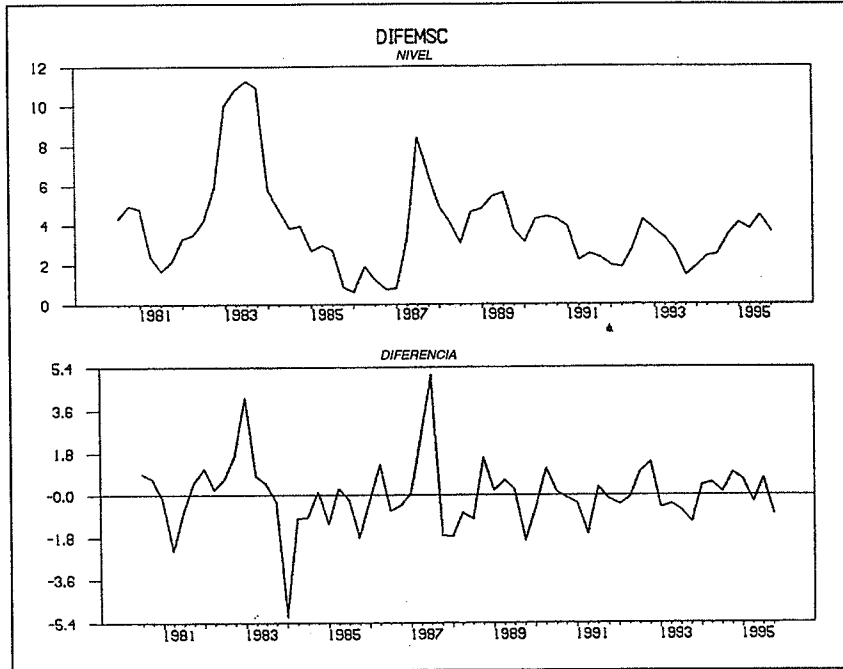
La no consideración de esta posibilidad es una de las limitaciones que se han reseñado al utilizar la metodología de la cointegración para el análisis de la convergencia, pues los tests de raíces unitarias bajo la hipótesis de estabilidad estructural tienden a estar sesgados a la aceptación errónea de la presencia de una raíz unitaria y, en consecuencia, a rechazar la existencia de convergencia.

4.4 Análisis de la convergencia con cambios estructurales

El objetivo principal de esta sección es comprobar si existen cambios significativos en los resultados obtenidos en el apartado anterior cuando se considera la posibilidad de que las series presenten cambios estructurales. Para ello, se van a aplicar los contrastes propuestos en Vogelsang y Perron (1994) y Perron (1994b) basados en la búsqueda recursiva de los puntos de corte. Este enfoque de carácter

GRAFICO 4

DIFERENCIAL TIPO DE INTERES A CORTO PLAZO
 ESPAÑA-SME
 1980:1-1995:4
 SERIE EN NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS

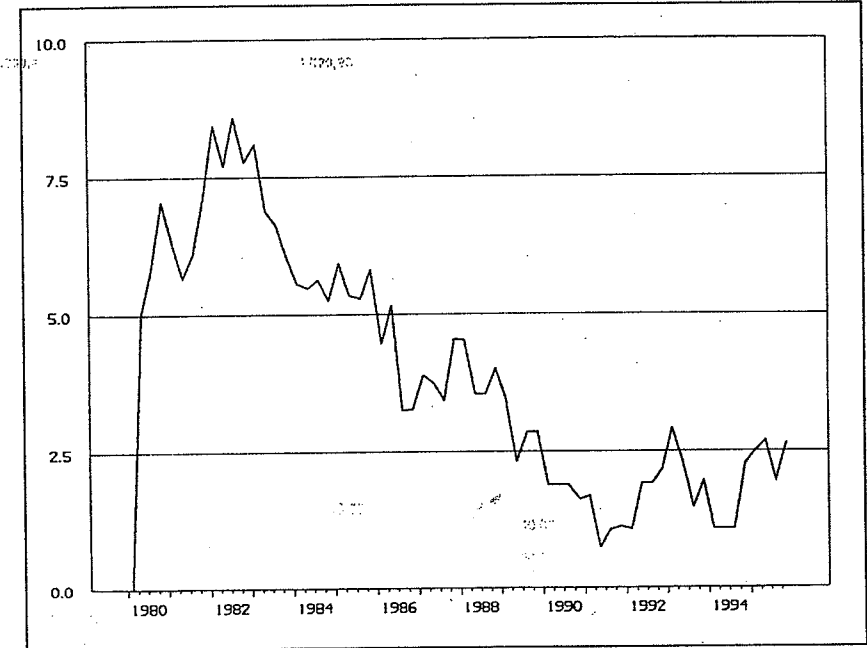


endógeno está basado en los trabajos iniciales de Christiano (1992) y Zivot y Andrews (1992), resultando más eficiente que los contrastes seminales propuestos en Perron (1989), donde el punto de corte se establecía de forma exógena.

El procedimiento considerado en el presente análisis está basado en simples autorregresiones de la variable (estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios) en las que se incluyen la tendencia y otras variables ficticias. Los tests de raíces unitarias se basan en los valores del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a 1. Así, se recogen dos posibles formas en que puede producirse el cambio en la tendencia: los *additive outlier models* (AOM), cuando el cambio considerado se supone instantáneo y cuya contrastación se realiza en dos etapas, y los *innovational outlier models* (IOM), en los que los cambios en la serie son graduales y la contrastación puede efectuarse en una sola etapa. Este segundo caso es el más relevante para el presente análisis, pues el

GRAFICO 5

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES ESPAÑOLES A LARGO PLAZO
 ALEMANIA vs. SME
 PARAMETRO CAMBIANTE: PENDIENTE (β)



cambio en la tendencia se modeliza considerando que las variables responden a los shocks importantes (por ejemplo, un cambio de régimen en política económica) como lo harían ante perturbaciones asociadas con el componente estacionario de la serie.

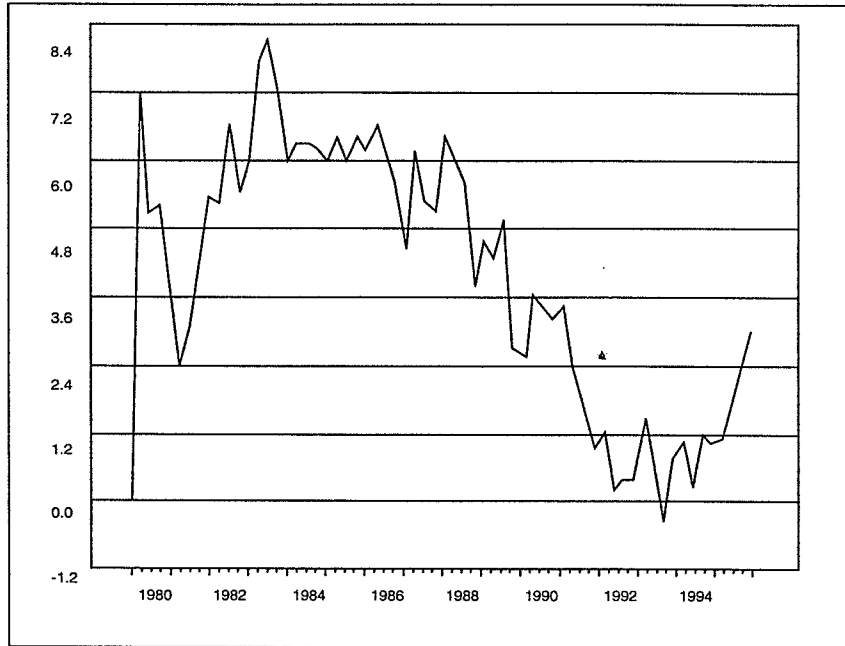
Con este fin, se consideran hasta tres diferentes clases de rupturas (ya definidas en el trabajo de Perron, 1989) para cada uno de los tipos de modelos considerados: i) un cambio en el nivel de la serie, ii) una variación conjunta en el nivel y en la pendiente o iii) un cambio en la pendiente, separándose la tendencia del componente cíclico, de forma que pueda apreciarse si éste es o no estacionario. En concreto, los casos considerados, que se corresponden con las respectivas hipótesis alternativas de los contrastes, son los siguientes:

i) Caso 1: Cambio en el nivel.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (8)$$

GRAFICO 6

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES ESPAÑOLES A CORTO PLAZO
ALEMANIA vs. SME
PARAMETRO CAMBIANTE: PENDIENTE (β)



ii) Caso 2: Cambio en nivel y pendiente.

$$y_t = \mu + \gamma DT_t^* + \theta DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

iii) Caso 3: Cambio en la pendiente.

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (10)$$

Los casos 1 y 2 se corresponden con los dos tipos de modelos (AOM e IOM), mientras que en el caso 3 únicamente se considera el modelo AOM, es decir, el relacionado con un cambio instantáneo en la pendiente de la serie, pues en el caso del modelo gradual no es posible obtener aplicaciones empíricas utilizando métodos de estimación lineales.

Los resultados empíricos de la aplicación de estos contrastes aparecen en la Tabla 4, donde se aprecia que, al recoger las rupturas de las series, es posible en

TABLA 3

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON
DIFERENCIALES TIPOS DE INTERES

	$\Delta difgsl_t$	$\Delta difgsc_t$	$\Delta difemsl_t$	$\Delta difemsc_t$
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-7.6 ^a	-5.9 ^a	-6.8 ^a	-6.0 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$	-7.6 ^a	-5.9 ^a	-6.8 ^a	-6.0 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-7.5 ^a	-5.9 ^a	-6.8 ^a	-6.0 ^a
	$difgsl_t$	$difgsc_t$	$difemsl_t$	$difemsc_t$
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-3.3	-2.8	-3.0	-3.0
$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$	-2.2	-2.5	-2.9 ^a	-2.9 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-1.0	-1.2	-1.1	-1.4
Valores críticos al 5% de significatividad, T=100:				
$Z(t_{\hat{\alpha}})$:	-3.45	$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$: -2.89	$Z(t_{\hat{\alpha}})$: -1.95	

Notas: (1) "a" indica significatividad al 5%. (2) Los estadísticos $Z(t_{\hat{\alpha}})$, $Z(t_{\hat{\alpha}^*})$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ son las correcciones no paramétricas de Phillips y Perron (1988) aplicadas respectivamente a los tests $\hat{\tau}_t$, $\hat{\tau}_\mu$ y $\hat{\tau}$ en terminología de Fuller (1976), cuyos valores críticos se encuentran en la Tabla 8.5.2.

TABLA 4

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA DE LA SERIE
DIFERENCIALES TIPOS DE INTERES

Variable	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$	\hat{t}_α
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 4)								
difgsl _t	1-g	85:3	1	-0.05 (-8.49)	-0.63 (-1.50)	-	0.42	-5.10*
difgsc _t	2-g	86:3	1	-0.253 (-3.37)	-3.38 (-1.97)	-	0.59	-4.77

Notas: T_b representa el punto de corte estimado, Kmax es el retardo máximo permitido en el proceso de selección, mientras que k es el orden elegido para el proceso autorregresivo. Los valores críticos del test proceden de Perron (1994a), Tablas 1C y 2A, respectivamente para los modelos 1-g y 2-g. Los estadísticos t aparecen entre paréntesis. * indica significatividad al 5%.

Valores críticos:
5% 1%

t_α -5.24 -6.27 (modelo 2-g) Caso 2. Cambio gradual
 -4.78 -5.51 (modelo 1-g) Caso 1. Cambio gradual

todos los casos, menos en el diferencial a corto con Alemania, rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y, en consecuencia, aceptar la existencia de *catching up* entre España y Alemania en tipos de interés a largo plazo. El modelo aceptado es el de cambio gradual, lo que resulta consecuente por los cambios de carácter estructural soportados por la economía española a lo largo de los años ochenta. Al considerar individualmente las distintas series de diferenciales de tipos de interés puede observarse que la relación España-Alemania en los tipos a largo plazo presenta un cambio de nivel el tercer trimestre de 1985, momento previo a la adhesión de España a la UE. Asimismo, se produce un cambio conjunto en el nivel y la pendiente en el caso de los tipos a corto, si bien, como se ha señalado, no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de una tendencia estocástica en la relación entre ambas variables.

4.5. Evolución del proceso de convergencia: parámetros cambiantes

En conjunto, los resultados encontrados en el apartado anterior permiten establecer la existencia de *catching up* en el diferencial a largo con Alemania y convergencia a largo plazo con el SME, siendo la excepción el diferencial de intereses a corto con Alemania. Sin embargo, nada puede decirse sobre la evolución y la velocidad de los procesos de convergencia obtenidos. Una forma complementaria de medir si un país ha comenzado un proceso de convergencia es el uso de modelos con parámetros cambiantes. Esta técnica permite modelizar la existencia de cambios estructurales de naturaleza dinámica en las variables implicadas y puede, asimismo, medir la velocidad de convergencia.

Desde un punto de vista económico, esta metodología permite determinar si un país se ha comprometido, a partir de un cierto momento del período muestral considerado, a alcanzar un proceso de convergencia de tipos de interés con el fin de cumplir con el criterio de convergencia establecido en el Tratado de Maastricht.

En el presente ejercicio se adopta la metodología propuesta en Haldane y Hall (1991) y aplicada con ciertas variaciones en Hall, Robertson y Wickens (1992) y Loufir y Reichlin (1993).

Considérese el modelo:

$$i_{A_t} - i_{E_t} = \alpha_{E_t} + \beta_{E_t}(i_{A_t} - i_{SME_t}) + u_{A_t} \quad (11)$$

donde i_t ($i = A, E, SME$) se corresponde con la serie temporal de tipos de interés para cualquiera de los tres países considerados (Alemania, España y SME) y u_{A_t} es un ruido blanco. En este marco, la evolución del nivel (α_t) y de la pendiente (β_t) proporcionarán información sobre la consecución de la convergencia.

De esta forma, si las series i_{A_t} e i_{E_t} han convergido, esto implica que $E[\lim(\beta)] = 0$ y que $E[\lim(\alpha)] = 0$. De forma contraria, si las series que han convergido son i_{E_t} e i_{SME_t} , entonces $E[\lim(\alpha)] = 0$ y $E[\lim(\beta)] = 1$. Así, la tendencia en estos dos parámetros ofrece una medida del proceso de convergencia. Si se impone que $\alpha = 0$, entonces existen dos posibles escenarios:

- a) $E[\lim(\beta)] = 0 \Rightarrow i_{E_t} = i_{A_t}$;
- b) $E[\lim(\beta)] = 1 \Rightarrow i_{E_t} = i_{SME_t}$;

Adicionalmente, si se hace el supuesto de que $i_{A_t} < i_{SME_t}$, a lo largo de todo el período, esto conduce al siguiente rango de valores posibles para β :

- c) $0 < E[\lim(\beta)] < 1 \rightarrow i_{A_t} < i_{E_t} < i_{SME_t}$
- d) $E[\lim(\beta)] > 1 \rightarrow i_{A_t} < i_{SME_t} < i_{E_t}$
- e) $E[\lim(\beta)] < 0 \rightarrow i_{E_t} < i_{A_t} < i_{SME_t}$

cuya interpretación permite situar a la economía española en su proceso de convergencia respecto a Alemania o a la media del SME.

El modelo que aparece en la ecuación (11) se puede estimar utilizando el filtro de Kalman, de forma que la representación gráfica del coeficiente cambiante estimado para el caso de la pendiente (β_t) permite conocer la situación y la velocidad de convergencia del país E.

Los resultados del análisis aparecen en los Gráficos 5 y 6 para los tipos de interés a largo y corto plazo, respectivamente. En primer lugar, por lo que respecta a los tipos a largo, es fácilmente observable una tendencia descendente desde el comienzo del período hasta 1988, cuando el proceso se ralentiza, estabilizándose en un valor en torno a 1, lo que implica una convergencia con la media ponderada del SME pero no con Alemania. El resultado, por tanto, coincide con el encontrado a través de los contrastes de raíces unitarias.

Por lo que respecta a los tipos a corto plazo, el proceso de convergencia comienza a partir de 1983, si bien parece acelerarse desde 1986 hasta 1992, cuando se estabiliza en torno a 1, es decir, mostrando de nuevo convergencia con la media del SME pero no con Alemania.

V. Conclusiones

El análisis de la convergencia nominal de la economía española respecto a sus socios de la UE ha despertado un notable interés en los últimos años. En concreto, la firma del Tratado de Maastricht en diciembre de 1991 fijaba un calendario para alcanzar la Unión Monetaria en la UE. Dicho acuerdo establecía un conjunto de condiciones (en términos de tasas de inflación, déficit y deuda pública, tipo de cambio y tipo de interés) de convergencia que los diferentes países de la UE deben cumplir como prerrequisito para que su entrada en la futura Unión Monetaria sea considerada.

En el presente trabajo se intenta ver si la existencia del SME ha facilitado el desarrollo de un proceso de convergencia en tipos de interés entre la economía

española y la alemana (como líder del Sistema) o, al menos, con una media del SME. La existencia de bandas de tipos de cambio en torno a una paridad central podría conducir a un "efecto luna de miel", que estabiliza las expectativas sobre los tipos de cambio. Sin embargo, si dichas bandas no tienen suficiente credibilidad, los diferenciales de interés se pueden mantener a pesar del compromiso oficial para fijar el tipo de cambio.

Los enfoques tradicionales para la medición de la convergencia se han basado normalmente en datos de corte transversal, lo que presenta limitaciones evidentes. Por otra parte, los trabajos que han utilizado series temporales tampoco han estado exentos de críticas. De hecho, incluso cuando se ha distinguido entre la estacionariedad o no estacionariedad de las series, los resultados han estado normalmente sesgados a la no aceptación de la hipótesis de convergencia, pues los contrastes de cointegración utilizados se han basado en el supuesto de estabilidad estructural a lo largo del período muestral.

La novedad del presente estudio reside en la redefinición del concepto de convergencia como proceso estocástico, distinguiendo entre tendencias comunes, determinísticas y estocásticas, lo que da lugar a un marco de contrastación basado en la cointegración. Este marco nos permite diferenciar entre el concepto de *catching up* y el de convergencia a largo plazo.

Los resultados iniciales, al aplicar contrastes estándar de raíces unitarias a los diferenciales de interés a corto y largo plazo para el período 1980-1995, no permiten extraer conclusiones firmes en el caso de la convergencia con Alemania, aunque sí con la media del SME. Sin embargo, al considerar la posible existencia de discontinuidades en las series, los resultados permiten aceptar la existencia de *catching up* entre España y Alemania en tipos de interés a largo plazo. El modelo aceptado es el de cambio gradual, lo que resulta consecuente con el cambio de régimen de política económica sufrido por la economía española. El punto de ruptura en el caso del tipo interés a largo resulta significativo también desde un punto de vista económico, pues coincide con la entrada de España en la UE.

Por otra parte, la evidencia obtenida permite afirmar que la economía española ha convergido con la media del SME y que se encuentra en un proceso de acercamiento en tipos de interés a largo plazo (criterio de Maastricht) hacia los países menos inflacionistas (Alemania). Sin embargo, el hecho de que no exista *catching up* con Alemania en tipos a corto plazo, es una prueba indirecta en contra de la hipótesis de liderazgo alemán absoluto en el Sistema y refleja el margen de maniobra que ha podido mantener la economía española gracias a controles de capital temporales.

Por último, el análisis basado en las regresiones con parámetros cambiantes permite estudiar la evolución y velocidad del proceso de convergencia progresiva o *catching up*. Los resultados obtenidos sugieren que el proceso de acercamiento se ha producido durante el segundo período del SME, es decir, durante la segunda mitad de los años ochenta. Por último, cabe señalar que el tipo de convergencia que se ha producido a partir de 1986 sólo puede explicarse suponiendo, en primer lugar, que las tasas de depreciación esperadas y que las primas de riesgo contienen una tendencia determinística y, en segundo término, que cualquiera de ellas

se encuentra cointegrada con los errores de predicción del tipo de cambio. La existencia de una tendencia en la prima de riesgo puede reflejar simplemente un descenso en la magnitud de la misma como consecuencia de la mayor credibilidad alcanzada por el SME hasta la crisis de 1992. La existencia de una tendencia en el error de predicción implica una ineficiencia temporal en el mercado o, de forma alternativa, que los agentes (parcialmente) racionales han ido aprendiendo el funcionamiento del nuevo régimen. Poder distinguir entre ambos tipos de explicaciones sobre el comportamiento de la tendencia del error de predicción parece ser una vía interesante para futuras extensiones del presente estudio.

APENDICE 1 FUENTES Y DATOS

Las estadísticas utilizadas en este trabajo proceden de los Indicadores Económicos de la OCDE y de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Las observaciones tienen carácter trimestral y el período muestral es 1980:01-1995:04.

- iescp_t: Tipo de interés a corto plazo en España (Call Money Rate). Fuente: OECD. Principales Indicadores Económicos.
- ieslp_t: Tipo de interés español a largo plazo (de los bonos del gobierno a largo plazo). Fuente: FMI. EFI.
- igecp_t: Tipo de interés a corto plazo en Alemania (Call Money Rate). Fuente: OCDE. Principales Indicadores Económicos.
- igelp_t: Tipo de interés alemán a largo plazo. Fuente: FMI. EFI.
- icpems_t: Tipo de interés de la UE a corto plazo (Call Money Rate). Media europea utilizando la ponderación de cada moneda en el ECU en 1985 ajustado para eliminar la libra irlandesa y dracma griega.¹ Fuente: OCDE. Principales Indicadores Económicos.
- ilpems_t: Tipo de interés de la UE a largo plazo (de los bonos del gobierno a largo). Media europea utilizando la ponderación de cada moneda en el ECU en 1985 ajustado para eliminar la libra irlandesa y dracma griega. Fuente: FMI. EFI.
- difgsc_t: Diferencial de intereses a corto plazo España-Alemania: (iescp_t - igecp_t).
- difgsl_t: Diferencial de intereses a largo plazo España-Alemania: (ieslp_t - igelp_t).
- difemsc_t: Diferencial de intereses a corto plazo España-UE: (iescp_t - icpems_t).
- difemsl_t: Diferencial de intereses a largo plazo España-UE: (ieslp_t - ilpems_t).

¹ Las ponderaciones son las siguientes: Alemania, 33.6%; Francia, 19.95%; Gran Bretaña, 14.62%; Italia, 9.61%; Holanda, 10.6%; Bélgica, 8.77%, y Dinamarca, 2.85%.

APENDICE 2 TEST DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIOS EN LA MEDIA DE PERRON Y VOGELSANG (1992)

Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) extienden el enfoque iniciado por Perron (1989, 1990) y Zivot y Andrews (1992) al caso de variables sin tendencia en niveles con un cambio estructural en su media no conocido *a priori*, que se manifiesta en el momento temporal, T_b , con $1 < T_b < T$, donde T es el tamaño de la muestra. Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) consideran dos modelos diferentes:

a) Additive Outlier Model (AOM)

En el primer modelo, se supone que el cambio en el nivel de la serie $\{y_t\}$ ocurre instantáneamente. En este caso, bajo la hipótesis nula de raíz unitaria, el modelo puede ser parametrizado como:

$$y_t = \delta D(TB)_t + y_{t-1} + \omega_t, \quad t = 2, \dots, T \quad [A.2.1]$$

donde $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario.

Mientras que la hipótesis alternativa de que la serie no contiene una raíz unitaria viene dada por la expresión:

$$y_t = c + \delta DU_t + v_t, \quad t = 2, \dots, T \quad [A.2.2]$$

donde $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

En este caso, el contraste se realiza en dos etapas. Así, en la primera etapa, la parte determinística de la variable se estima y elimina de la serie original a través de la siguiente regresión:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \bar{y}_t, \quad t = 1, \dots, T \quad [A.2.3]$$

El test de raíz unitaria está basado en el valor del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno ($\alpha=1$) en la siguiente expresión:

$$\bar{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_i D(TB)_{t-i} + \alpha \bar{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \bar{y}_{t-i} + e_t, \quad t = k+2, \dots, T \quad [A.2.4]$$

b) Innovational Outlier Model (IOM)

En el segundo modelo se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie $\{y_t\}$ gradualmente, es decir, hay un período de "transición".

En este caso, la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria se puede representar como:

$$y_t = y_{t-1} + \Psi(L)(e_t + \theta D(TB)_t), \quad t = 2, \dots, T \quad [A.2.5]$$

donde $\Psi(L) = A^*(L)^{-1}B(L)$.

Mientras que, bajo la hipótesis alternativa de estacionariedad, su forma sería:

$$y_t = a + \phi(L)(e_t + \delta DU_t), \quad t = 2, \dots, T, \quad [A.2.6]$$

donde $\phi(L) = A(L)^{-1}B(L)$.

En este caso, el test puede realizarse en una sola etapa, tal y como aparece en el trabajo de Said y Dickey (1984), contrastando por Mínimos Cuadrados Ordinarios si $\alpha=1$ en un modelo AR de orden finito como el siguiente:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.7]$$

donde bajo la hipótesis de raíz unitaria, α es igual a 1, lo que implica que $\delta = 0$.

c) Procedimientos para seleccionar T_b y k

En ambos casos, el estadístico t_{α} depende de los dos parámetros no conocidos *a priori*: el punto de ruptura, T_b , y el valor del retardo k . Para seleccionar ambos parámetros se utiliza el método propuesto por Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Perron (1994), método que endogeneiza la elección de T_b . Formalmente, para contrastar la raíz unitaria se computa el estadístico $t_{\alpha}^i(\lambda)$, donde $i = AOM, IOM$. Estos estadísticos dependen de la ubicación del punto de ruptura $\lambda = T_b/T$, donde T es el tamaño de la muestra. Utilizando dichos estadísticos se elige el que minimiza el valor del estadístico t para contrastar que $\alpha^i = 1$. En concreto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria dada por las expresiones [A.2.1] y [A.2.5] si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha}^i(\lambda) < \kappa_{\inf, \alpha}^i \quad i = AOM, IOM \quad [A.2.8]$$

donde $\kappa_{\inf, \alpha}^i$ representa los valores críticos de la distribución asintótica de $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha}^i(\lambda)$ dada por Zivot y Andrews (1992), para una fracción de ruptura $\lambda = T_b/T$, cuyo rango varía entre $J = 2/T$ y $j = (T-1)/T$ (este rango corresponde a un valor de $\Lambda = [0.06, 0.96]$) para $T = 31$ y para un nivel de significatividad α .

En segundo lugar, Zivot y Andrews (1992) determinan el valor del número de retardos k utilizando el método propuesto inicialmente por Perron (1989), y recomendado posteriormente por Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Perron (1994). Este método consiste en fijar *a priori* un valor máximo de $k = k_{\max}$ y elegir el primer valor de k tal que el estadístico t del coeficiente asociado con el último retardo de la autorregresión estimada sea significativo. De acuerdo con Perron (1994), el procedimiento selecciona el valor de k (dado k^*), siempre que el coeficiente en el último retardo de la autorregresión de orden k^* sea significativo, y siempre que el último coeficiente de la autocorrelación de orden mayor que k^* sea no significativo. Este procedimiento se repite hasta el orden máximo de k , k_{\max} , elegido *a priori*.

Notas

- 1 Aunque la inversión extranjera directa, así como otros tipos de entradas de capital, estaban básicamente liberalizados en 1986, el resto de categorías de flujos de capital tuvieron que ser liberalizados para satisfacer las exigencias de la directiva comunitaria sobre movimientos de capital (88/361/EEC). Así, las inversiones de cartera españolas en el extranjero y otros tipos de inversiones a corto se liberalizaron entre 1986 y 1992. Sin embargo, al mismo tiempo, coexistieron controles temporales sobre las entradas de capital como respuesta a las grandes entradas que se sucedieron durante dicho período.
- 2 Véase al respecto Giavazzi y Giovannini (1989) y, para el caso de España, Viñals (1992).
- 3 Especialmente en el caso de Katsimbris y Miller (1993).
- 4 Es conveniente, sin embargo, matizar esta afirmación en el contexto de la convergencia de los tipos de interés dentro del SME. En este caso, como indican Caporale y Pittis (1995) si el comportamiento tendencial de los diferenciales de tipos de interés entre los países del SME y Alemania es el resultado de la convergencia, entonces dichos diferenciales presentarán movimientos conjuntos, es decir, mostrarán al menos un vector de cointegración. Esto se debe al hecho de que los tipos de interés de los países del SME deben converger hacia un nivel común, que es el de Alemania.
- 5 A partir de ahora los términos SME y UE se utilizarán indistintamente.
- 6 Véase Apéndice 1 para mayor detalle.
- 7 KPSS en lo sucesivo.
- 8 Recientemente en Sánchez de la Vega (1995) se ha comparado la potencia de estos tests respecto a los contrastes tradicionales de raíces unitarias mediante simulación de Monte Carlo. Los resultados reflejan que, en el caso de que la serie presente un cambio en la media, el análisis tradicional puede conducir a conclusiones erróneas, aconsejándose el uso complementario de tests con la hipótesis nula de estacionariedad.
- 9 Véase Camarero, Esteve y Tamarit (1997).
- 10 La cointegración determinística implica que el vector de cointegración elimina al mismo tiempo las tendencias determinísticas y las estocásticas, mientras que la cointegración estocástica permite que en la combinación lineal de las variables implicadas aparezca una tendencia lineal. Para una distinción más detallada entre ambos tipos de relaciones de cointegración véase Ogaki y Park (1989).
- 11 Se está imponiendo la restricción de que el vector de cointegración es (1, -1).
- 12 Véase Tabla 3.

Referencias

- ARTIS, M.J. (1987). "The European Monetary System: An Evaluation, *Journal of Policy Modelling*, Vol. 9, pp. 175-98.
- ARTIS, M.J. y M. TAYLOR (1988). "Exchange Rates and the EMS: Assessing the Track Record", *CEPR Discussion Paper* Nº 250.
- ARTIS, M.J. y D. NACHANE (1991). "Wages and Prices in Europe: A Test of the German Leadership Thesis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Nº 129, pp. 59-77.
- BEKX, P. y G. TULLIO (1989). "A Note on the European Monetary System and the Determination of the DM-\$ Exchange Rate", *Cahiers Economiques de Bruxelles*, Nº 123, pp. 329-343.
- BERNARD, A.B. y S.N. DURLAUF (1996). "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, Vol. 71, pp. 161-173.
- CAMARERO, M. (1993). *Un Análisis Empírico de los Modelos Monetarios de Tipo de Cambio con Variables Europeas Agregadas*, Tesis Doctoral, Universitat de València.
- CAMARERO, M., V. ESTEVE y C. TAMARIT (1994). "Ausencia de Señoreaje y Solvencia del Gobierno ante la U.E.M.: ¿Puede España Cumplir Ambas Condiciones?", *Revista de Análisis Económico*, Vol. 9, Nº 2, pp. 3-24.
- CAMARERO, M., V. ESTEVE y C. TAMARIT (1995). "Medición de la Convergencia en Tasas de

- Inflación: España Versus Alemania y el SME", *Papeles de Economía Española*, N° 63, pp. 62-76.
- CAMARERO, M., V. ESTEVE y C. TAMARIT (1996). "Price Convergence of Peripheral European Countries on the Way to the Emu: A Time Series Approach", *Weiss Center for International Financial Research* WP N° 96-2, Wharton School, University of Pennsylvania.
- CAMARERO, M., V. ESTEVE y C. TAMARIT (1997). "Convergencia en Tipos de Interés de la Economía Española ante la Unión Monetaria Europea", *mimeo*, Universitat de València.
- CAMARERO, M. y C. TAMARIT (1995). "A Rationale for Macroeconomic Policy Coordination-Evidence Based on the Spanish Peseta", *European Journal of Political Economy*, Vol. 11, N° 1, pp. 65-82.
- CAMARERO, M. y C. TAMARIT (1996). "Cointegration and the PPP and the UIP Hypotheses: An Application to the Spanish Integration in the EC", *Open Economies Review*, Vol. 7, N° 1, pp. 61-76.
- CAPORALE, G.M. y N. PITTIS (1995). "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: An Alternative Interpretation", *Applied Economics Letters*, Vol. 2, pp. 45-47.
- COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES (1990). "One Market, One Money: An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union", *European Economy*, N° 44, octubre.
- CHRISTIANO, L.J. (1992). "Searching for Breaks in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 237-250.
- DE GRAUWE, P. (1994). *Teoría de la Integración Monetaria*, Celeste Editores/Colegio Economistas de Madrid.
- FRANKEL, J. (1989). "International Financial Integration, Relations among Interest Rates, and Exchange Rates and Monetary Indicators" en Ch. Pigott (ed.), *International Financial Integration and US Monetary Policy*. Proceedings of Coloquio de la Reserva Federal de Nueva York.
- FRATIANNI, M. y J. VON HAGEN. (1990). "German Dominance in the EMS: Evidence From Interest Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 358-75.
- FULLER, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Wiley, New York.
- GEMERT, H.V. y N. GRUIJTERS (1993). "Global Financial Change and International Interest Rate Differentials", trabajo presentado en el International Symposium on Economic Modelling, University of Piraeus, Athens.
- GIAVAZZI, F. y A. GIOVANNINI (1989). *Limiting Exchange Rate Flexibility: The European monetary system*, Cambridge University Press.
- GROS, D. y N. THYGESEN. (1988). "Le SME: Performance et Perspectives", *Observations et Diagnostiques Economiques*, Vol. 24, pp. 55-80.
- HALDANE, A.G. y M. PRADHAN (1992). "Real Interest Parity, Dynamic Convergence and the European Monetary System", *Working Paper Series*. N° 1, Bank of England.
- HALL, S.G., D. ROBERTSON y M.R. WICKENS (1992). "Measuring Convergence of the EC Economies", *Papers in Money, Macroeconomics and Finance. Supplement Manchester School*, Vol. LX, pp. 99-111.
- KARFAKIS, C.J. y D. MOSCHOS (1990). "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: A Time Series Analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22, pp. 388-94.
- KATSIMBRIS, G.M. y S.M. MILLER (1993). "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: further analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 4, pp. 771-9.
- KIRSCHGÄSSNER, G. y J. WOLTERS (1995). "Interest Rate Linkages in Europe Before and After the Introduction of the European Monetary System", *Empirical Economics*, Vol. 20, pp. 435-454.
- KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT y Y. SHIN (1992). "Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-178.
- LEMMEN, J.J.G. y S.C.W. EIFJFFINGER (1993). "The Degree of Financial Integration in the European Community", *The Economist*, Vol. 141, N° 2.
- LOUFIR, R. y L. REICHLIN (1993). "Convergences Nominale et Réelle Parmi les Pays de la CE et de l'AELE", *Observations et Diagnostiques Economiques*, N° 43, pp. 69-92.
- MARSTON, R.C. (1994). "Tests of Three Parity Conditions: Distinguishing Risk Premia and Systematic Forecast Errors", *NBER Working Paper* N° 4923.

- MARSTON, R.C. (1995). *International Financial Integration*, Cambridge University Press.
- MEESE, R.A. y K. ROGOFF (1983a). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, Vol. 14, pp. 3-24.
- MEESE, R.A. y K. ROGOFF (1983b). "The Out-of-Sample Failure of Exchange Rate Models: Sampling Errors or Misspecification?", en J. A. Frenkel (ed.) *Exchange Rates and International macroeconomics*, University Chicago Press, pp. 67-112.
- MONTICELLI, C. y M.C. STRAUSS-KAHN (1994). "European Integration and the Demand for Broad Money", *The Manchester School*, Vol. LXI, pp. 245-366.
- OGAKI, M. y J.Y. PARK (1989). "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters", *Working Paper* N° 209, Rochester Center for Economic Research, University of Rochester, Rochester.
- OXLEY, L. y D. GREASLEY (1995). "A Time-Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870", *The Economic Record*, Vol. 71, N° 214, pp. 259-270.
- PHILLIPS, P.C. y P. PERRON (1998). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, N° 75, pp. 335-346.
- PERRON, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 57, pp. 1346-1401.
- PERRON, P. (1994a). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic variables", *Working Paper* N° 2594, CRDE, Université de Montréal.
- PERRON, P. (1994b). "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", en Rao, B.B. (ed.) *Cointegration for the Applied Economist*, MacMillan Press.
- PIGOTT, Ch. (1994). "International Interest Rate Convergence: A Survey of the Issues and Evidence", *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* (Winter), pp. 24-37.
- ROGOFF, K. (1985). "Can Exchange Rate Predictability Be Achieved without Monetary Convergence? Evidence from the EMS", *European Economic Review*, Vol. 28, pp. 93-115.
- RUSSO, M. y G. TULLIO (1988). "Monetary Coordination Within the European Monetary System: Is There a Rule?", *IMF Occasional Paper* 61.
- SANCHEZ DE LA VEGA, M.M. (1995). "Potencia de los Contrastes de Raíz Unitaria en Series AR(1) con Cambio Estructural", *Revista de Economía Aplicada*, N° 7, pp. 63-95.
- SMEETS, H.D. (1990). "Does Germany Dominate the EMS?", *Journal of Common Market Studies*, Vol. 29, pp. 37-52.
- THROOP, A.W. (1994). "International Financial Market Integration and Linkages of National Interest Rates", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, N° 3, pp. 1-18.
- VOGELSANG, T.J. y P. PERRON (1994). "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", *mimeo*, Department of Economics, Cornell University, Ithaca, NY.
- VIÑALS, J. (1992). "Del Control de Cambios a la Libre Circulación de Capitales", en Viñals, J. (ed.), *La Economía Española ante el Mercado Unico Europeo*, Alianza Editorial.
- ZIVOT, E. y D.W.K. ANDREWS (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 251-270.