

MEDICION DE LA CONVERGENCIA EN TASAS DE INFLACION: ESPAÑA «VERSUS» ALEMANIA Y EL SME

Mariam CAMARERO
Vicente ESTEVE
Cecilio TAMARIT

I. INTRODUCCION

DESDE la firma del Tratado de Roma en 1957, el objetivo de alcanzar una unión económica y monetaria (UEM) se ha visto impulsado a través de distintas reformas de carácter institucional (la serpiente monetaria, el Sistema Monetario Europeo, el Acta Unica...), siendo el Tratado de Maastricht, de 1991, el más reciente exponente de este proceso.

El Informe Delors, elaborado en 1989, en el cual se basa el acuerdo tomado en Maastricht, propone la consecución de la unión monetaria de forma progresiva, a través de lo que se ha dado en llamar un enfoque gradual. La idea era establecer tres etapas, de forma que el paso a cada una de ellas implicase un mayor grado de exigencia a los países en términos de convergencia y cooperación económicas. Este enfoque, normalmente asociado a la escuela de pensamiento «economista», considera la convergencia económica como un prerrequisito de la unión monetaria. El enfoque opuesto es defendido por los «monetaristas», quienes sostienen que una terapia de choque, basada en la fijación rápida e irrevocable de los tipos de cambio, facilitaría el éxito de la unión monetaria. Para los monetaristas, la convergencia económica sería producto del proceso de unificación monetaria. Este argumento se fundamenta en la disciplina que genera la unión sobre los países miembros para que éstos puedan mantener de forma creíble sus compromisos. Más aún, para los monetaristas, esta estrategia aumenta la credibilidad de los países participantes y, por tanto, reduce los costes de la convergencia, ya que la pertenencia a una unión monetaria impone, al menos, la coordinación de las políticas económicas.

Queda, por tanto, claro que, cualquiera que sea el enfoque adoptado, la convergencia económica es un elemento central en el debate sobre la Unión Económica y Monetaria.

Como se ha visto, el Tratado de Maastricht engloba dos principios: por un lado, el gradualismo y, por otro, la geometría variable; es decir, que no todos los países de la Unión Europea (UE) tienen que entrar a formar parte de la unión monetaria al mismo tiempo. De hecho, la transición hacia la fase final de la unión monetaria por cada uno de los estados miembros se realizará de forma condicional al cumplimiento de los llamados «criterios de convergencia» señalados en el Tratado de Maastricht.

Las normas fijadas en el Tratado pretenden facilitar una aproximación en el comportamiento de los países miembros en materia de inflación, tipos de interés, déficit presupuestario, deuda pública y tipo de cambio, por lo que puede decirse que, básicamente, intentan asegurar la convergencia nominal de las diferentes economías. La hipótesis subyacente es que la estabilidad de los tipos de cambio y de los precios favorecerá el crecimiento y la integración económica, de forma que los países que intenten alcanzar los objetivos nominales comunes conseguirán igualmente una convergencia de sus estructuras económicas y de sus grados de desarrollo, lo que permitirá finalmente la consecución de la UEM. Según esta hipótesis, la convergencia nominal de los posibles países miembros facilitaría también su convergencia real. Sin embargo, a priori no puede excluirse la hipótesis contraria; es decir, que las restricciones que impone el camino hacia la convergencia nominal pueden revelarse muy costosas para los países más pobres de la UE, dando lugar a una mayor divergencia real, lo que acabaría influyendo sobre la credibilidad de la política económica de dichos países, haciendo fracasar la estrategia.

El propósito de este artículo es analizar si la entrada en la UE y, más concretamente, en el mecanismo de cambios e intervención (MCI) del SME, ha favorecido la consecución de convergencia en precios entre España y Alemania, o bien, de forma alternativa, con un agregado de los países pertenecientes al mecanismo de cambios e intervención.

El presente trabajo se encuentra en la línea de toda una serie de investigaciones que han ido surgiendo en los últimos años para tratar de descubrir si el MCI ha facilitado la convergencia económica

en Europa (MacDonald y Taylor, 1991; Artis y Natchane, 1991; Hall, Robertson y Wickens, 1992; Ardeni, 1992; Caporale y Pittis, 1993; Loufir y Reichlin, 1993; Berk y Winder, 1994, y Camarero y Tamarit, 1995).

Si bien la convergencia nominal debe entenderse como un sistema de variables en el que, al menos, estarían incluidas todas aquellas que forman parte de los llamados «criterios de convergencia», el presente estudio se limita a analizar la convergencia en precios, pues la evolución de los mismos es fundamental a la hora de examinar el sesgo de competitividad y, en definitiva, la necesidad de una devaluación.

Por lo que respecta al período estudiado, éste recoge datos trimestrales desde 1980 a 1992 ó 1993, según series, tanto de precios al consumo como industriales. La elección de ambas series se debe a que el índice de precios relevante para medir la competitividad es el de los bienes comercializables. Sin embargo, desde un punto de vista de política económica, los índices de precios al consumo son los más relevantes, ya que sirven para formular los objetivos de inflación.

Por otra parte, los datos utilizados son los de la economía española en relación a la alemana y a la de una variable agregada del SME, pues de la obtención de convergencia en uno u otro caso se derivan importantes consecuencias de política económica.

Por último, para medir la convergencia se utilizan contrastes de raíces unitarias con cambios en la media de Perron y Vogelsang (1992), así como los recientemente desarrollados por Hansen (1992), que permiten medir la inestabilidad de los parámetros en regresiones de cointegración.

La estructura del trabajo es la siguiente: en el apartado II, se describen, desde un punto de vista metodológico, las diferentes formas de medir la convergencia económica, estableciéndose las hipótesis a contrastar. En el III, se presentan los resultados econométricos y, por último, en los apartados IV y V, se señalan, respectivamente, las opciones de política económica, así como las conclusiones finales que se derivan del análisis efectuado. De forma adicional, en varios apéndices aparecen los datos y los contrastes econométricos utilizados en el trabajo empírico.

II. CRITERIOS PARA LA MEDICIÓN DE LA CONVERGENCIA

1. Definición de convergencia

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. Este concepto se denomina *convergencia en sentido débil*. En el contexto de procesos integrables, si las dos series consideradas son $I(1)$, la convergencia en sentido débil tan sólo requerirá que la diferencia entre ellas sea de un orden de integrabilidad inferior; es decir, $I(0)$.

Un paso más supondría extender el concepto a sistemas o subsistemas. En el caso del SME, es de especial importancia esta distinción, puesto que una economía puede lograr estabilizar el tipo de cambio (logrando convergencia en esta variable) a costa de una política monetaria con altos tipos de interés, mantenida mediante controles de capitales.

Es posible distinguir dos tipos de convergencia en un sistema. Existe *convergencia en sentido fuerte* cuando todo par de variables convergen en un sistema o subsistema, mientras que cuando ciertos elementos lo han logrado, al tiempo que otros no muestran tendencia al cambio, existiría *convergencia en sentido débil*. Si se define un vector de variables, X , y dos países, i y j , en este sistema habrá convergencia en sentido fuerte cuando:

$$E \{ \lim_{t \rightarrow \infty} (X_i - Y_j) \} = \alpha_x \quad [3]$$

se cumple para todo X . En cambio, la convergencia en sentido débil se producirá cuando la ecuación [3] sólo se verifique para algunas X , siempre

que la relación entre las restantes variables no se modifique.

En la práctica, se han propuesto diversas formas de contrastar la convergencia:

1) La utilización de *medidas de dispersión* tiene la desventaja de que se basa en la utilización de índices, siendo nula la dispersión en el año base, además de verse afectadas por acontecimientos exógenos, como perturbaciones de oferta. El trabajo de Rogoff (1985), utilizando el método del cálculo de las varianzas condicionadas, es un buen ejemplo de este tipo de estudios.

2) Otros trabajos pretenden medir la convergencia a través de *los parámetros de las relaciones econométricas*, de forma que si los coeficientes resultan ser similares, ello sería una prueba de convergencia. Una estrategia paralela sería la aplicación de contrastes sobre la existencia de cambios estructurales (Artis y Ormerod, 1991).

3) La moderna teoría del crecimiento intenta contrastar la convergencia en el ritmo de crecimiento entre países a través de *la reversión de la media*. Mediante trabajos *cross-section*, se contrasta la existencia de convergencia a través del menor crecimiento de los países de renta per cápita elevada respecto a los países menos desarrollados. Empíricamente, se realiza la regresión del producto per cápita de un país respecto su nivel anterior. En el caso de que exista convergencia, el coeficiente debe ser negativo. Este contraste está muy relacionado con el test de estacionariedad de Dickey y Fuller (1979), aunque esta condición no es suficiente ni necesaria para la existencia de convergencia.

4) Dado que para que exista convergencia las diferencias entre dos series no pueden tener varianzas infinitas, la existencia de *cointegración entre las variables* se ha considerado por muchos autores como una condición necesaria, aunque no siempre suficiente, para que exista convergencia. MacDonald y Taylor (1991) utilizan técnicas de cointegración para contrastar la hipótesis de convergencia entre el Reino Unido y la media comunitaria.

5) *Contrastes sobre los vectores de cointegración*. Utilizando las mismas técnicas, se han realizado trabajos que contrastan si, una vez que existe cointegración, esas relaciones satisfacen una serie de restricciones. Ardeni (1992) utiliza contrastes multivariantes de cointegración (Johansen, 1988, 1989, y Johansen y Juselius, 1990) entre los cuatro mayores países integrantes del MCI. Según este

enfoque, existirá convergencia si es posible encontrar tres vectores de cointegración ($n - 1$) entre las variables económicas más relevantes.

Antes de seguir, conviene realizar algunas consideraciones. De forma global, los trabajos que unen el concepto de cointegración al de convergencia estiman que, para todo par de variables X_i con un orden de integración igual a 1, se cumplen las condiciones siguientes:

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

Este tipo de contrastes se han 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 2 y 3 no se corresponden con la exigencia de convergencia, pues no se trata tanto de saber si los países han convergido como de saber 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.

6) Una forma de intentar solucionar la cuestión anterior es mediante la *técnica de parámetros cambiantes*. Entre los trabajos que emplean esta técnica para el contraste de la convergencia en el SME, cabe citar a Hall, Robertson y Wickens (1992); Haldrup y Pradhan (1992), y Loufir y Reichlin (1993).

Los resultados de todos los estudios anteriores, sin ser concluyentes, parecen coincidir en que el SME ha contribuido a la convergencia de las variables nominales, pero este esfuerzo se ha realizado

a costa de diferenciales de intereses reales y pérdidas de competitividad de los países más inflacionistas del sistema. Al mismo tiempo, estos últimos han experimentado mayores tasas de crecimiento de su producción y altos costes en términos de desempleo, especialmente España e Italia.

De forma alternativa, en el presente trabajo, la metodología econométrica utilizada es la de *los contrastes de cambio estructural en las relaciones de largo plazo* propuestos por Hansen (1992).

Esta metodología utiliza contrastes donde la hipótesis nula, contrariamente a lo tradicional, es la existencia de cointegración entre las variables, a la vez que permite determinar la presencia de cambios estructurales en las relaciones de cointegración. Con ello, es posible detectar la presencia de «un cambio de régimen» sin que sea necesario, como ocurría en los tests de Chow, imponer el punto concreto en que éste se produce. De esta manera, los contrastes de Hansen (1992) extienden a la cointegración la corriente iniciada por Perron y Vogelsang (1992) y Zivot y Andrews (1992) en la determinación del orden de integrabilidad de las variables.

La utilización de estos contrastes para el estudio de la convergencia en precios en el caso español nos permitirá, aun cuando no exista cointegración, determinar si, al menos, se ha producido un cambio de régimen entre las variables estudiadas.

2. Hipótesis a contrastar

Nuestro estudio se va a centrar solamente en las propiedades a largo plazo de los precios, y para ello se analizará el orden de integración de las desviaciones de los logaritmos neperianos de los precios [$\ln(P_t)$] respecto a su senda determinística (Nelson y Plosser, 1982), al mismo tiempo que se comprobará si existe cointegración con un parámetro de ruptura a lo largo del período de estudio (1980/1992-93).

Consideremos que la variable precios P_t sigue un modelo como:

$$\ln(P_t) = \alpha_0 + \alpha_1 tr_t + \epsilon_t \quad [4]$$

donde la variable tr es una tendencia determinística, t es el tiempo, α_0 y α_1 son dos constantes y ϵ_t es el término de perturbación. Si ϵ_t es un proceso estacionario, los precios serán una variable estacionaria en tendencia y si, por el contrario ϵ_t sigue un proceso integrable de orden uno $I(1)$, los niveles de

precios serán una variable estacionaria en diferencias. En el primer caso, las desviaciones desde la senda de crecimiento determinística son sólo temporales, existiendo en este caso un mecanismo de corrección del error. Sin embargo, en el segundo caso, dicho mecanismo no se verifica, por lo que cualquier *shock* tendrá efectos permanentes sobre el nivel de precios futuro.

Dado que el criterio de convergencia de precios en Maastricht está formulado en términos de tasas de inflación, la ecuación [4] se puede reescribir como:

$$\Delta \ln(P_t) = \alpha_1 + \Delta \epsilon_t \quad [5]$$

de forma que si los precios son $I(1)$, una perturbación conducirá simplemente a una desviación temporal de la inflación desde su valor de equilibrio α_1 . Si, por el contrario, los precios son estacionarios en tendencia, se producirá la misma desviación inicial de la tasa de inflación, pero, debido al proceso de ajuste que induce a los precios a volver sobre su tendencia determinística, en los períodos siguientes se producirán ajustes del signo opuesto.

Teniendo en cuenta lo anterior, la diferencia entre los niveles de precios de España (Pe) y, por ejemplo, Alemania (Pa), se puede escribir de la forma siguiente:

$$\ln(Pe_t/Pa_t) = \alpha_0 - \beta_0 + (\alpha_1 - \beta_1) tr_t + \epsilon_t - \mu_t \quad [6]$$

y, a su vez, el diferencial de inflación queda como:

$$\Delta \ln(Pe_t) - \Delta \ln(Pa_t) = \alpha_1 - \beta_1 + \Delta(\epsilon_t - \mu_t) \quad [7]$$

Para que el tipo de cambio permanezca inalterado, la condición necesaria, según la hipótesis de la paridad del poder de compra (*PPP*) en su versión relativa, es que las tasas de inflación sean iguales en el tiempo, salvo por algunas desviaciones transitorias. En términos de la ecuación [7], esto implica que la condición necesaria y suficiente es que, con tal de que el orden de integración de los precios no sea superior a 1, la evolución temporal de los precios en niveles tenga el mismo comportamiento tendencial; es decir, que $\alpha_1 = \beta_1$.

¿Es necesario para ello que exista cointegración entre los precios de ambos países? Si la *ratio* de precios es estacionaria, es lo mismo que decir que los precios están cointegrados según un vector $(1, -1)$ y que el término $(\epsilon_t - \mu_t)$ sigue un proceso estacionario. Sin embargo, podría ocurrir que si $\alpha_1 \neq \beta_1$, aun cuando dicho término sea estacionario, la *ratio* de los precios siga una tendencia determinística, lo que implicaría, desde un punto de

vista económico, que la brecha de competitividad entre ambos países estaría aumentando o disminuyendo de forma sistemática, conduciendo a variaciones en el tipo de cambio. Por tanto, la cointegración entre los niveles de precios de dos países no es una condición suficiente para la convergencia de tasas de inflación. Tampoco es una condición necesaria, pues si $\alpha_1 = \beta_1$, las tasas de inflación se igualan aunque $(\epsilon_t - \mu_t)$ no sea estacionario (no exista cointegración entre los niveles de precios), ya que el término de perturbación en [7] sí lo sería.

Dado que el período temporal de estudio es corto, y que el proceso de convergencia es gradual, los contrastes normalmente conducirán a rechazar la hipótesis nula de no cointegración sólo si la convergencia ya ha tenido lugar. En tanto que el proceso de convergencia es dinámico, y sigue en marcha en la actualidad, los contrastes de cointegración más usuales, que se llevan a cabo bajo la hipótesis mantenida de estabilidad estructural, no podrán detectar la posible convergencia. Si la convergencia es gradual, la tendencia del diferencial de inflación debería ir reduciéndose a lo largo del período transitorio. Si la convergencia no fuese gradual, sino que tuviese lugar de forma brusca, el diferencial sería estacionario, pero su media condicional y no condicional se harían muy pequeñas. También puede darse el caso de que el diferencial sea constante —es decir, que no se produzca convergencia y tenga naturaleza estacionaria— pues, como hemos visto, la estacionariedad de la tasa de inflación, cuando la muestra es pequeña, no es una condición ni necesaria ni suficiente para que exista convergencia.

En el presente trabajo, se contrasta si el cambio de régimen en la política económica que ha supuesto la entrada en la CE de la economía española y, más en concreto, en el SME, ha dado lugar a una perturbación de carácter permanente representada por cambios estructurales en las series de precios de los distintos países. En concreto, se analizan dos hipótesis:

1) Si los precios de España y Alemania (o bien el agregado del SME) han tenido similar comportamiento tendencial durante el período de estudio, especialmente a partir de la entrada de España en el Sistema Monetario Europeo.

2) Si en la relación de largo plazo entre las series de precios de ambos países se ha producido un cambio estructural.

III. RESULTADOS EMPIRICOS: CONVERGENCIA EN PRECIOS

1. Comportamiento tendencial de los precios

La primera hipótesis, tal y como ha sido detallada anteriormente, se basa en la ecuación [6]. Para que exista convergencia entre los precios de dos países, la *ratio* de ambos debería ser estacionaria (Berk y Winder, 1994).

En el cuadro n.º 1, se presentan los contrastes de raíces unitarias de Phillips-Perron para las series de precios (tanto al consumo como industriales) pertenecientes a España, Alemania y el MCI (1).

A excepción de *ipcd*, (IPC alemán), que resulta ser integrable de orden uno, el resto de variables parecen ser estacionarias. No obstante, dado que la mayoría de los países han sufrido procesos desinflacionistas a lo largo de la década de los ochenta, especialmente a partir de su segunda mitad, es razonable pensar que exista un cambio en la tendencia de las series, lo que aconseja la aplicación de contrastes que permitan recoger dicha ruptura, ya que, en otro caso, los contrastes estarían sesgados hacia el no rechazo de la hipótesis nula. En concreto, en el cuadro n.º 2 aparecen los resultados de los contrastes de Perron y Vogelsang (1992), a partir de los cuales se concluye que las variables son estacionarias en diferencias.

Al analizar las *ratios* de precios, la aplicación de los contrastes de Phillips-Perron también llevaría a concluir que todos ellos son $I(1)$ y, por tanto, la ausencia de cointegración entre las variables españolas y las de Alemania y del MCI. Ello indicaría que las perturbaciones tienen efectos permanentes sobre las mismas, ya que estos contrastes no pueden distinguir entre aquellas situaciones en las cuales cada *shock* sobre los precios tiene una influencia permanente y aquellas otras en las que sólo una perturbación importante tiene un efecto permanente.

En el presente caso, la simple inspección visual de los datos nos proporciona información sobre la posibilidad de que se haya producido un cambio estructural. Así, los gráficos 1 y 2 presentan la evolución del logaritmo de las *ratios* de IPC de España frente a la media ponderada del MCI y Alemania, respectivamente; de igual forma, los gráficos 3 y 4 lo hacen para el caso de los precios industriales (IPRI).

GRAFICO 1
RATIO IPC ESPAÑOL-IPC AGREGADO DEL SME
(1980:1-1993:4)

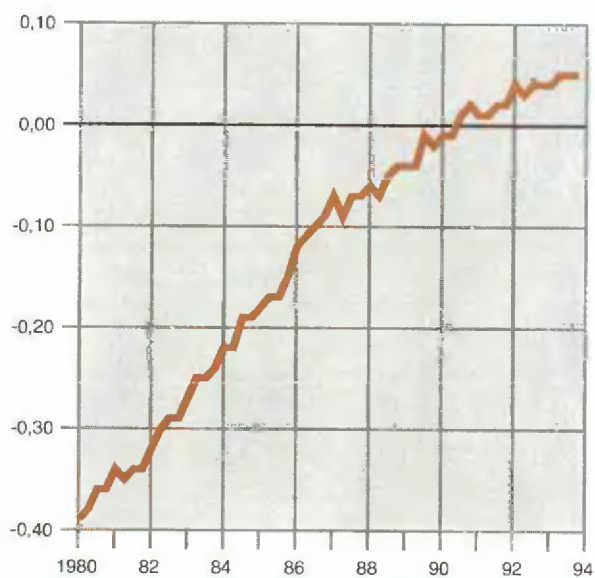


GRAFICO 2
RATIO IPC ESPAÑOL-IPC ALEMAN
(1980:1-1993:4)

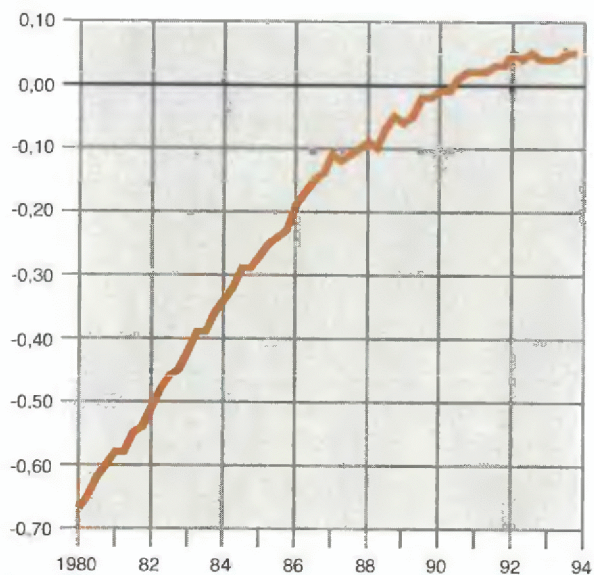


GRAFICO 3
RATIO IPRI ESPAÑOL-IPRI AGREGADO DEL SME
(1980:1-1992:4)

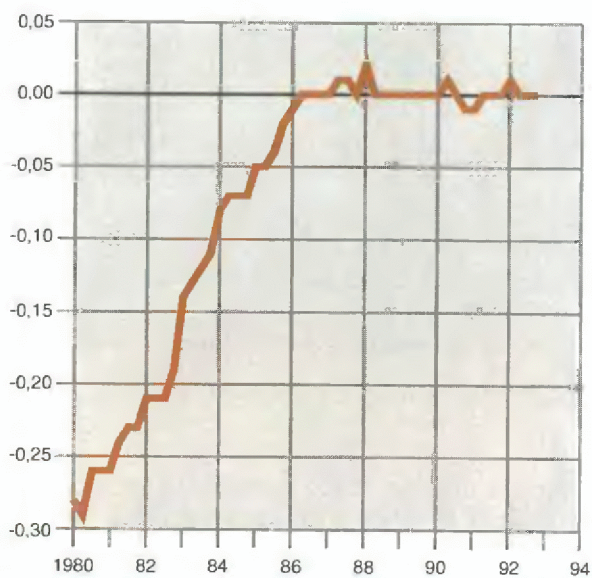
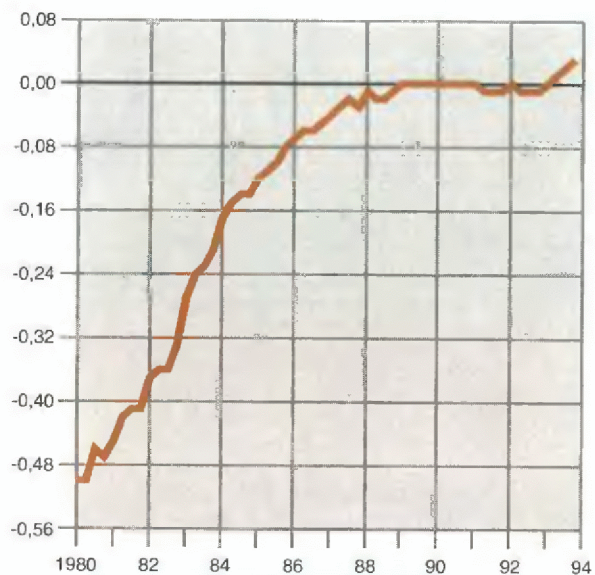


GRAFICO 4
RATIO IPRI ESPAÑOL-IPRI ALEMAN
(1980:1-1993:4)



CUADRO N.º 1

TEST DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	$\Delta ipcsme_t$	$\Delta ipcesp_t$	$\Delta ipcd_t$	$\Delta wpisme_t$	$\Delta wpiesp_t$	$\Delta wpid_t$
$Z(\phi_3)$	26,00 (a)	44,21 (a)	203,79 (a)	7,84 (a)	19,94 (a)	13,87 (a)
$Z(t_a)$	-7,08 (a)	-9,64 (a)	-6,52 (a)	-4,05 (a)	-6,46 (a)	-5,37 (a)
$Z(t_b)$	6,35 (a)	8,52 (a)	4,45 (a)	2,80	4,94	2,45
$Z(t_c)$	-4,46	-5,60	-0,59	-1,79	-4,46	-1,59
$Z(\phi_2)$	17,34 (a)	29,49 (a)	135,80 (a)	5,24 (a)	13,31	9,27 (a)
$Z(t_a^*)$	-5,06 (a)	-6,66 (a)	-6,47 (a)	-3,33 (a)	-3,99 (a)	-4,99 (a)
$Z(t_b^*)$	-2,05 (a)	-2,53 (a)	-4,03 (a)	-2,34	-2,59 (a)	-4,28 (a)
	$ipcsme_t$	$ipcesp_t$	$ipcd_t$	$wpisme_t$	$wpiesp_t$	$wpid_t$
$Z(\phi_3)$	9,55 (a)	31,93 (a)	2,28	6,13	17,34 (a)	4,87
$Z(t_a)$	-2,70	-2,89	-2,05	-2,40	-1,71	-2,97 (a)
$Z(t_b)$	2,75	3,19	2,08	2,42	1,88	2,96
$Z(t_c)$	1,80	1,44	1,79	1,20	-0,70	1,93
$Z(\phi_2)$	18,37 (a)	174,70 (a)	11,44 (a)	5,65 (a)	32,44 (a)	17,82 (a)
$Z(t_a^*)$	-5,31 (a)	-7,88 (a)	-1,11	-4,09 (a)	-5,84 (a)	-3,11 (a)
$Z(t_b^*)$	5,77 (a)	9,53 (a)	1,21	4,24 (a)	6,21 (a)	3,16 (a)
$Z(\phi_1)$	79,37 (a)	234,80 (a)	12,32 (a)	20,56 (a)	42,81 (a)	9,60 (a)
$Z(t_c)$	5,91	6,93	5,39	3,30	3,37	2,30
	$\Delta iratio1_t$	$\Delta iratio2_t$	$\Delta wratio1_t$	$\Delta wratio2_t$		
$Z(\phi_3)$	73,88 (a)	39,50 (a)	23,44 (a)	31,59 (a)		
$Z(t_a)$	-12,56 (a)	-11,26 (a)	-8,64 (a)	-8,20 (a)		
$Z(t_b)$	7,42 (a)	8,49 (a)	4,12 (a)	5,17 (a)		
$Z(t_c)$	-2,95	-5,77	-3,81	-4,66		
$Z(\phi_2)$	49,26 (a)	39,50 (a)	23,44 (a)	21,06 (a)		
$Z(t_a^*)$	-10,51 (a)	-7,52 (a)	-6,94 (a)	-5,92 (a)		
$Z(t_b^*)$	-7,10 (a)	-4,46 (a)	-5,96 (a)	-4,48 (a)		
	$iratio1_t$	$iratio2_t$	$wratio1_t$	$wratio2_t$		
$Z(\phi_3)$	2,81	19,52 (a)	5,35	11,03 (a)		
$Z(t_a)$	-0,41	0,43	-0,41	-0,0006		
$Z(t_b)$	0,88	3,36 (a)	1,76	2,53		
$Z(t_c)$	-0,01	-1,88	-1,21	-1,95		
$Z(\phi_2)$	18,63 (a)	63,31 (a)	8,47 (a)	18,80 (a)		
$Z(t_a^*)$	-2,71	-5,28 (a)	-2,90	-3,72 (a)		
$Z(t_b^*)$	4,10 (a)	4,25 (a)	1,12	1,30		
$Z(\phi_1)$	37,57 (a)	70,49 (a)	10,20 (a)	18,22 (a)		
$Z(t_c)$	-4,86 (a)	-6,98 (a)	-4,19 (a)	-5,60 (a)		

Valores críticos, 5 por 100, $T = 50$:

$Z(\phi_3)$: 6,73 $Z(\phi_2)$: 5,13 $Z(\phi_1)$: 4,86
 $Z(t_a)$: -3,50 $Z(t_a^*)$: -2,93 $Z(t_b)$: -1,95
 $Z(t_b)$: 3,14 $Z(t_b^*)$: 2,56 $Z(t_c)$: 2,81

Notas: (1) Ver PERRON (1988) para una definición exacta de los test.

(2) (a) denota significatividad al 5 por 100.

(3) Los valores críticos de $Z(t_a)$, $Z(t_a^*)$, $Z(t_b)$ y $Z(\phi_1)_{(i=1,2,3)}$ han sido tomados de DICKEY y FULLER (1981, tablas I y VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_b)$, $Z(t_b^*)$ y $Z(t_c)$ han sido tomados de FULLER (1976, tabla 8.5.2).

En todos ellos, puede distinguirse una primera parte del período muestral durante la cual los precios relativos muestran un rápido crecimiento, lo que reflejaría, de hecho, que los precios españoles aumentaban sistemáticamente por encima de los de los otros países europeos. Sin embargo, a me-

diados de la década de los ochenta, se produce un cambio en la tendencia de las series que viene a coincidir bien con la entrada de España en la Comunidad Europea, bien con su participación en la disciplina del SME. Cabe, no obstante, señalar que la *ratio* de precios industriales, a partir del punto

CUADRO N.º 2

CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA

Series	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\gamma}$	\hat{a}	\hat{t}_0
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 5)								
ipcsme	C	85:1	4	0,019 (44,12)	0,20 (19,93)	-0,011 (-23,49)	0,78	-3,71
ipcesp	C	84:3	4	0,03 (63,84)	0,32 (35,74)	-0,016 (-31,84)	0,44	-3,76
wpisme	C	84:1	3	0,02 (20,76)	0,25 (16,41)	-0,015 (-15,24)	0,76	-4,46
wpiesp	C	83:3	4	0,03 (29,13)	0,48 (35,60)	-0,025 (-22,81)	0,52	-4,31
wpid	C	84:1	3	0,01 (11,05)	0,12 (7,94)	-0,009 (-8,55)	0,81	-4,11
iratio1	B	87:4	4	0,010 (74,45)		-0,005 (-18,47)	0,14	-4,37 (**)
iratio2	B	88:2	4	0,018 (71,84)		-0,013 (-22,13)	0,68	-2,88
wratio1	B	86:1	4	0,012 (50,84)		-0,012 (-30,11)	0,34	-4,06 (*)
wratio2	B	86:2	4	0,019 (52,33)		-0,017 (-27,66)	0,63	-3,55

Notas: Los estadísticos t entre paréntesis. Los valores críticos provienen de PERRON (1993): para el modelo C, tabla V (10 por 100: -4,82; 5 por 100: -5,08; 1 por 100: -5,57) y para el modelo B, tabla VI (10 por 100: -4,09; 5 por 100: -4,36; 1 por 100: -4,91). El modelo C recoge un cambio instantáneo en el nivel de la pendiente de la función tendencial, mientras que el modelo B representa un cambio instantáneo en el nivel y la pendiente. Ambos modelos son *additive outlier model* (AOM). (*), (**) y (***) indican significatividad al 10, 5 y 1 por 100, respectivamente.

de ruptura, toma un valor constante en torno a cero. La diferente evolución de ambos índices de precios es debida a su propia estructura, pues si bien el índice de precios industriales está íntegramente compuesto por bienes comercializables, sujetos a una fuerte competencia externa, no ocurre lo mismo con el IPC, donde los servicios tienen una ponderación elevada. Por tanto, la estabilidad de las *ratios* de precios industriales en torno a cero implica que el diferencial de inflación en los bienes comercializables —especialmente con la media europea, pero también con Alemania— es prácticamente nulo.

Siguiendo con la metodología aplicada, se ha procedido a realizar los contrastes de raíces unitarias con cambios en la media para las cuatro *ratios*. Los resultados que aparecen en el cuadro n.º 2 indican que sólo en el caso de las *ratios* de ambos índices de precios respecto a la media ponderada del MCI (*iratio1*, y *wratio1*,) se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Es decir, ambas se-

ries son estacionarias, aunque presentan un cambio estructural. El punto de ruptura en el caso de la *ratio* del índice de precios industriales se sitúa en el primer trimestre de 1986, fecha de la entrada en la Comunidad Europea, mientras que en el caso de la *ratio* del IPC el cambio ocurre en el cuarto trimestre de 1987, donde se situó el mínimo de la tasa de inflación española, que también coincide con un período de adaptación en la política de tipo de cambio española, previa a la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo.

Los resultados precedentes proporcionan evidencia empírica favorable a la hipótesis de que los precios españoles, tanto industriales como al consumo, han seguido un comportamiento tendencial similar a los de la media comunitaria durante el período de estudio. No puede decirse lo mismo respecto a Alemania, donde la *ratio* de precios no es estacionaria, indicando una diferencia tendencial que puede interpretarse, desde el punto de vista económico, como una brecha de competitividad

entre ambos países que no ha sido posible eliminar a través de la política de «peseta fuerte».

2. Relaciones de largo plazo entre las variables

De los resultados anteriores se podría concluir que existe una relación de cointegración entre los precios españoles y los del índice agregado del MCI con una ruptura en la tendencia, la cual vendría explicada por el cambio de régimen que ha supuesto la entrada de la economía española en la Comunidad Europea.

Para estudiar las relaciones de largo plazo con más detalle, se han aplicado los recientes contrastes de Hansen (1992), que, a diferencia de los test clásicos de cointegración, permiten verificar si los parámetros de largo plazo son estructuralmente estables durante todo el periodo muestral.

Para ello, se utilizan tres test (*Lc*, *MeanF* y *SupF*) con la misma hipótesis nula de estabilidad, pero diferentes hipótesis alternativas. En concreto, el test *SupF* se emplea para contrastar la existencia de un cambio de régimen radical, mientras que los test *Lc* y *MeanF* sirven para determinar si el modelo especificado representa una relación estable. A diferencia de los contrastes tradicionales de cambio estructural, en los que se fija a priori el punto de ruptura, en esta metodología dicho punto se determina de forma endógena. Esto supone una ventaja importante, puesto que la elección *ad hoc* del punto de corte puede reducir el poder del test.

Adicionalmente, Hansen (1992) señala que el test *Lc* puede considerarse un contraste de la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración.

Los resultados de estos test aparecen en el cuadro n.º 3, donde es posible apreciar, en primer lugar, que las dos únicas relaciones de cointegración son las existentes entre los precios españoles y los del MCI, coincidiendo con las *ratios* de precios que anteriormente resultaron ser estacionarias.

En concreto, al analizar con mayor profundidad la relación entre los precios al consumo españoles y europeos [ipcesp, ipcsme], los resultados impiden rechazar la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros de largo plazo.

Respecto a la relación entre los precios industriales españoles y europeos [wpiesp, wpisme], como ya se ha indicado, ambas variables están cointegradas y los parámetros se muestran estables

CUADRO N.º 3

TEST DE COINTEGRACION Y DE INESTABILIDAD DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS

VARIABLES IMPLICADAS	TEST DE HANSEN		
	<i>Lc</i>	<i>MeanF</i>	<i>SupF</i>
[ipcesp, ipcsme]	0,53	4,31	8,07
[ipcesp, ipcd]	3,64	25,54	48,03
[wpiesp, wpisme]	0,07	3,60	31,44
[wpiesp, wpid]	1,40	10,11	18,73

Valores críticos:	10 %	5 %
<i>Lc</i> :	0,45	0,58
<i>MeanF</i> :	3,73	4,57
<i>SupF</i> :	10,60	12,40

Fuente: HANSEN (1992), tabla 3.
HANSEN (1992), tabla 2.
HANSEN (1992), tabla 1.

(como se deriva de los test *Lc* y *MeanF*, respectivamente), pero en este caso sí aparece un cambio de régimen (test *SupF*) que coincide con la apertura comercial de la economía española al integrarse en la CE, tal y como se vio anteriormente al analizar la estacionariedad de la *ratio*.

IV. OPCIONES DE POLITICA ECONOMICA

El Tratado de Maastricht impone a los países de la UE un cierto número de criterios de convergencia, que deben cumplir a finales de la década de los años noventa, para poder participar en la UEM. Se supone que el cumplimiento de estas condiciones permitiría a los distintos países abordar la unión monetaria con unas estructuras económicas comparables, de forma que podrían alcanzar la UEM con suficientes garantías de éxito. Sin embargo, para que ello sea verdad, hace falta suponer que la convergencia nominal facilitará la real.

Desde mediados de la década de los ochenta, las autoridades económicas de los países comunitarios han seguido una estrategia de «desinflación competitiva» basada en fijar el tipo de cambio nominal como instrumento que disciplinaria las políticas económicas de los países miembros del SME hacia la consecución de mayor convergencia nominal, especialmente en tasas de inflación. A pesar de una primera etapa del SME en que los reajustes de paridades fueron frecuentes y la credibilidad del sistema débil, a partir de mediados de los

ochenta, el proceso de desinflación fue una realidad (Giavazzi y Giovannini, 1989).

Sin embargo, más recientemente se ha puesto en duda el efecto disciplina, dado el largo período temporal necesario para su consecución (Collins, 1988). El problema básico de un proceso desinflacionista basado en fijar el tipo de cambio y tratar de reducir los precios radica en que es necesario un cierto tiempo para que los agentes adapten sus expectativas. Normalmente, los agentes que actúan en los mercados financieros las adaptan más rápidamente que el mercado de trabajo, lo que ocasiona problemas en el control de la inflación (Giavazzi y Spaventa, 1990). De ahí que, desde un punto de vista monetarista, la estrategia de convergencia lenta en tasas de inflación sea arriesgada y pueda fracasar en su propósito, ya que resulta poco probable que la política económica de un país inflacionista (por ejemplo, España) convenza a los agentes económicos de que sus autoridades son tan «duras» en el tema de la inflación como las alemanas; por tanto, la tasa de inflación de equilibrio española se mantendrá más elevada que en Alemania, acercándose pero no convergiendo con ella.

Esta situación conduce de forma inmediata a un problema de credibilidad (2), pues mientras la tasa de inflación española permanezca por encima de la alemana, los niveles de los dos países tenderán a diverger continuamente, provocando una pérdida constante de competitividad en la industria española que acabará siendo insostenible, forzando una devaluación (Camarero y Tamarit, 1994).

Los resultados obtenidos en el presente trabajo aportan evidencia que permitiría afirmar la existencia de convergencia nominal en tasas de inflación entre España y una media ponderada de los países pertenecientes al SME, tanto en términos de los productos comercializables (representados por los índices de precios industriales) como de toda la cesta de productos de consumo habitual en cada uno de los países miembros, que vendría dada por los IPC.

No ocurre lo mismo en el caso de la convergencia con Alemania. Así, aunque el proceso de aproximación nominal haya comenzado, desde un punto de vista estadístico no podemos aceptar la existencia de convergencia entre España y Alemania con ninguno de los dos índices.

Desde el punto de vista de la política económica, los resultados obtenidos parecen sugerir la presencia de suficiente convergencia de precios en la

economía española si se tomase como referencia la media comunitaria a la hora de establecer una unión monetaria, y siempre que, posteriormente, el banco central europeo fijase sus objetivos de forma completamente simétrica y cooperativa entre todos sus miembros. En este caso, desde un punto de vista nominal, no debería existir mayor problema, si bien la falta de suficiente convergencia real, junto a la inexistencia de un presupuesto federal, podrían ocasionar conflictos a medio plazo.

Dado que los países de baja inflación no tienen incentivos para formar parte de una unión como la descrita anteriormente, quedan dos opciones: o bien formar en el presente una unión monetaria a varias velocidades o, simplemente, intentar, a través de un plan de convergencia, alcanzar de forma gradual la dosis suficiente que permitiese una unión monetaria con los países de baja inflación (Alemania).

Conviene, sin embargo, recordar que la estrategia gradual que supedita el avance hacia la etapa final de la unión monetaria a la consecución de convergencia completa en tasas de inflación es peligrosa, pues el proceso resulta lento y no existe ninguna garantía de que la convergencia en términos de inflación alcanzada a finales de los años ochenta en el seno del SME sea susceptible de mejorarse de forma significativa en la década actual (3).

Por tanto, si esta última opción es la elegida por las autoridades españolas, se necesita un consenso suficiente entre las diferentes fuerzas sociales que permita aplicar al gobierno las políticas monetarias y fiscales adecuadas, así como las reformas de carácter estructural pendientes.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En el presente trabajo, se ha estudiado la relación a largo plazo entre los precios españoles y los de Alemania y una media comunitaria. Para ello, se han utilizado dos índices de precios representativos, por un lado, de los bienes comercializables (índices de precios industriales) y, por otro, de la variable relevante desde el punto de vista de la política económica (índices de precios al consumo). El período de estudio coincide con el funcionamiento del SME, y las técnicas econométricas utilizadas son los test de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988), y Perron y Vogelsang (1992) para variables con cambios en la media, y los contrastes desarrollados por Hansen (1992), que permiten verificar la estabilidad de las relaciones de cointegración.

Los resultados obtenidos indican la existencia de convergencia de precios entre España y la media europea, aunque no con Alemania, respecto a la cual el proceso no habría concluido.

Si la opción escogida por las autoridades económicas es alcanzar el cumplimiento de los criterios de convergencia fijados en Maastricht, es necesario un nuevo impulso, que podría venir dado por el nuevo plan de convergencia del gobierno, siempre que éste goce de la credibilidad de los diferentes agentes sociales.

NOTAS

(1) Véase el apéndice 1 para más detalle acerca de la definición de las variables.

(2) En el caso del SME, con anterioridad a junio de 1992, la confianza de los mercados en el compromiso cambiario de las autoridades tuvo más peso que los factores desestabilizadores (convergencia insuficiente en tasas de inflación, divergencias cíclicas, unificación alemana, fluctuaciones del dólar y del yen). Sin embargo, el resultado del referéndum danés (2-VI-1992) y la incertidumbre sobre el resultado del francés (20-IX-1994) avivaron las dudas sobre la ratificación del Tratado de Maastricht y sobre la puesta en práctica de medidas tendentes a conseguir la convergencia.

En un entorno de completa libertad en los movimientos de capital, las tensiones desembocaron en una crisis cambiaria aguda que condujo, en los últimos meses de 1992, a tres reajustes y a la salida temporal de la libra esterlina y de la lira italiana del MCI y, hasta agosto de 1993, a dos reajustes adicionales, junto a una ampliación de las bandas de fluctuación hasta el 15 por 100.

(3) Un análisis detallado de esta hipótesis aparece en DE GRAUWE (1994).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARDENI, P. G. (1992), «On the way to the EMU: Testing convergence of the European economies», *Economic Notes*, Monte dei Paschi di Siena, vol. 21, n.º 2, págs. 238-257.
- ARTIS, M. J., y NACHANE, D. (1991), «Wages and prices in Europe: A test of the German leadership thesis», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 129, páginas 59-77.
- y ORMEROD, P. (1991), «Is there an "EMS Effect" in European labour markets?», *CEPR Discussion Paper*, n.º 596.
- BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L., y STOCK, J. H. (1992), «Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, págs. 271-287.
- BERK, J. M., y WINDER, C. C. A. (1994), «Price movements in the Netherlands and Germany and the Guilder-DMark Peg», *De Economist*, 142, páginas 63-74.
- BOX, G. E. P., y TIAO, G. C. (1975), «Intervention analysis with applications to economic and environmental problems», *Journal of the American Statistical Association*, 70, págs. 70-79.
- CAMARERO, M. (1993), «Un análisis empírico de los modelos monetarios de tipo de cambio con variables europeas agregadas», tesis doctoral, Universitat de València.
- y TAMARIT, C. (1994), «La peseta en el SME: de la fortaleza a la crisis», *Información Comercial Española*, 728, págs. 145-159.
- (1995), «A rationale for macroeconomic policy coordination - Evidence based on the Spanish peseta», *European Journal of Political Economy*, volumen 11, n.º 1.
- CAPORALE, G. M., y PITTIS, N. (1993), «Common stochastic trends and inflation convergence in the EMS», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 129, páginas 207-215.
- CHRISTIANO, L. J. (1992), «Searching for breaks in GNP», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, págs. 237-250.
- COLLINS, S. (1988), «Inflation and the European Monetary System», en *The European Monetary System*, F. GIVAZZI, S. MICOSS y M. MILLER (eds.), Cambridge University Press.
- DE GRAUWE, P. (1994), *Teoría de la integración monetaria*, Celeste Editores/Colegio Economistas de Madrid.
- DICKEY, D. A., y FULLER, W. A. (1981), «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, págs. 427-431.
- FMI (varios años), *Estadísticas financieras internacionales*.
- FULLER, W. A. (1976), *Introduction to statistical time series*, Wiley, New York.
- GIVAZZI, F., y GIOVANNINI (1989), «Is Europe a greater Deutsche-mark area?», en *Limiting exchange rate flexibility: The European Monetary System*, Cambridge University Press.
- GIVAZZI, F., y SPAVENTA, L. (1990), «The new EMS», en *The European Monetary System in the 1990s*, P. DE GRAUWE y L. PAPADEMOS (eds.), Longman.
- HALDANE, A. G., y PRADHAN, M. (1992), «Real interest parity, dynamic convergence and the European Monetary System», *Working Paper Series*, n.º 1, Bank of England.
- HALL, S. G.; ROBERTSON, D., y WICKENS, M. R. (1992), «Measuring convergence of the EC Economies», *Papers in Money, Macroeconomics and Finance. Supplement Manchester School*, LX, págs. 99-111.
- HANSEN, B. E. (1992), «Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes», *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, páginas 321-335.
- HAUG, A. A. (1993), «Residual based tests for cointegration: A Monte Carlo study of size distortions», *Economics Letters*, 41, págs. 345-351.
- JOHANSEN, S. (1988), «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs. 231-254.
- (1989), «Estimation and hypotheses testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models», *Preprint 3/1989*, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- y JUSELIUS, K. (1990), «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, págs. 169-210.
- LOUÏR, R., y REICHLIN, L. (1993), «Convergences nominale et réelle parmi les pays de la CE et de l'AELE», *Observations et Diagnostiques Economiques*, n.º 43, págs. 69-92.
- MACDONALD, R., y TAYLOR, M. P. (1991), «Exchange rates, policy convergence, and the European Monetary System», *The Review of Economics and Statistics*, 73, págs. 553-558.
- NELSON, C. R., y PLOSSER, C. I. (1982), «Trends and random walks in macroeconomic time series», *Journal of Monetary Economics*, volumen 10, págs. 139-162.
- PERRON, P. (1988), «The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis», *Econometrica*, 57, págs. 1346-1401.
- (1990), «Testing for a unit root in a time series with a changing mean», *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, págs. 153-162.
- (1993), «Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series», mimeo, *CRDE*, Université de Montréal.
- y VOGELSANG, T. J. (1992), «Nonstationary and level shifts with an application to Purchasing Power Parity», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, págs. 301-320.
- PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. (1988), «Testing for a unit root in time series regression», *Biometrika*, 75, págs. 335-346.
- ROGOFF, K. (1985), «Can exchange rate predictability be achieved without monetary convergence? Evidence from the EMS», *European Economic Review*, vol. 28, págs. 93-115.
- ZIVOT, E., y ANDREWS, D. W. K. (1992), «Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, págs. 251-270.

APENDICE 1

FUENTES Y DATOS

El estudio utiliza datos trimestrales de precios al consumo e industriales para el período 1980-1993 y 1980-1992, respectivamente. Las variables han sido extraídas de las *Estadísticas financieras internacionales* del Fondo Monetario Internacional. Todas las variables están expresadas en logaritmos.

- ipcsme: Índice de precios al consumo medio ponderado de los países integrantes del Mecanismo de Cambios e Intervención (MCI) del Sistema Monetario Europeo (SME), Camarero (1993) (*). 1980:1-1993:4.
- ipcesp: Índice de precios al consumo español. 1980:1-1993:4.
- ipcd: Índice de precios al consumo alemán. 1980:1-1993:4.
- wpisme: Índice de precios industriales medio ponderado de los países integrantes del Mecanismo

de Cambios e Intervención (MCI) del Sistema Monetario Europeo (SME), Camarero (1993). 1980:1-1992:4.

- wpiesp: Índice de precios industriales español. 1980:1-1992:4.
- wpid: Índice de precios industriales alemán. 1980:1-1992:4.
- iratio1: *Ratio* entre ipcesp, e ipcsme. 1980:1-1993:4.
- iratio2: *Ratio* entre ipcesp, e ipcd. 1980:1-1993:4.
- wratio1: *Ratio* entre wpiespt, y wpisme. 1980:1-1992:4.
- wratio2: *Ratio* entre wpiesp, y wpid. 1980:1-1992:4.

(*) La ponderación se ha realizado teniendo en cuenta el peso relativo en el ECU, en 1989, de los países integrantes del MCI durante la mayor parte del período de funcionamiento del SME (Alemania, Francia, Bélgica, Países Bajos, Italia, Dinamarca e Irlanda).

APENDICE 2

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIOS EN LA MEDIA DE PERRON Y VOGELSANG (1992)

En el estudio seminal de Nelson y Plosser (1982), se encontró que la mayor parte de las variables macroeconómicas siguen un proceso temporal caracterizado por la existencia de una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* aleatorios tienen un efecto de carácter permanente, y que las fluctuaciones son de carácter no transitorio. Perron (1988, 1990) ha sugerido que esta evidencia puede ser debida a la presencia de importantes cambios estructurales en la función tendencial de las series. Su enfoque se basa en la contrastación de las raíces unitarias, incluyendo la posibilidad de que haya un cambio estructural conocido en la función tendencial de la serie y_t . Los cambios pueden ser de tres tipos: un cambio en el nivel de la serie, un cambio en la pendiente, o ambos simultáneamente

(véanse las expresiones A.2.1, A.2.2 y A.2.3). Este enfoque está basado en la metodología del análisis de intervención de Box y Tiao (1975). Perron (1989) considera en los tres casos la hipótesis nula de raíz unitaria con un cambio estructural en el momento temporal $1 < T_b < T$:

$$\text{Modelo A: } y_t = \mu + \delta D(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad [\text{A.2.1}]$$

$$\text{Modelo B: } y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + y_{t-1} + e_t \quad [\text{A.2.2}]$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \mu_1 + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + y_{t-1} + e_t \quad [\text{A.2.3}]$$

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

Mientras que la hipótesis alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia viene dada en cada caso por:

Modelo A: $y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t$ [A.2.4]

Modelo B: $y_t = \mu_1 + \beta t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t + e_t$ [A.2.5]

Modelo C:

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t + e_t \quad [A.2.6]$$

donde $DT_t = t - T_0$ si $t > T_0$ y 0 en caso contrario.

Más recientemente, otros estudios han extendido estos trabajos de Perron (1988, 1990) en varias direcciones: 1) desarrollando procedimientos de contrastación para el caso en el que el punto de ruptura no es conocido (Zivot y Andrews, 1992; Banerjee, Lumsdaine y Stock, 1992; Perron, 1990, y Perron y Vogelsang, 1992); 2) analizando la robustez de la hipótesis de raíz unitaria encontrada en trabajos previos (Christiano, 1992; Perron, 1990, y Perron y Vogelsang, 1992).

En nuestro trabajo se supone, como en Zivot y Andrews (1992), que el punto de ruptura de la serie no es conocido a priori, utilizando un método en el que se endogeneiza su búsqueda. En síntesis, el procedimiento está basado en simples autorregresiones de la variable (estimadas por mínimos cuadrados ordinarios) que son apropiadamente aumentadas con variables ficticias que recogen los cambios en la media. Los test de raíces unitarias están basados en los valores del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno, tal y como proponen Perron y Vogelsang (1992).

Perron (1993) reescribe los modelos A y C en forma de *innovational outlier models*. En este caso, la estrategia de contraste de raíz unitaria puede realizarse en una sola etapa, contrastando por mínimos cuadrados ordinarios si $\alpha = 1$ en las expresiones:

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

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.8]$$

En los dos casos, se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie (modelo A) o al nivel y a la pendiente de la función tendencial (modelo C) de manera gradual; es decir, existe un período de transición en el cambio en la media de la variable.

Para el caso en el que los cambios recogidos en los modelos A, B y C se produzcan de manera instantánea, el procedimiento de contrastación se realiza en dos etapas, debido a que la representación elegida se basa en un *additive outlier model*. Ahora pueden plantearse tres casos: cuando se produce un cambio en el nivel de la serie (véase expresión [A.2.9]), en el nivel y la pendiente (véase expresión [A.2.9']), o sólo en la pendiente (véase expresión [A.2.9'']). Así, en la primera etapa, la función tendencial de la serie se estima y elimina de la serie original, respectivamente, a través de las siguientes regresiones:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \tilde{y}_t \quad [A.2.9]$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \tilde{y}_t \quad [A.2.9']$$

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \tilde{y}_t \quad [A.2.9'']$$

Para el caso de los modelos A y C, ahora 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:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_j D(TB)_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad [A.2.10]$$

En lo que respecta al modelo B, la segunda etapa es similar, salvo que no es necesario introducir la variable *dummy* que recoge el punto de ruptura:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad [A.2.10']$$

En las tres regresiones, el estadístico t 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 (1992), y Perron (1993), método que endogeneiza la elección de T_b . Formalmente, para contrastar la raíz unitaria se computa el estadístico $t_{\nu}(\lambda)$, donde $i = A, B, C$. 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 $\alpha = 1$. En concreto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria dada por las expresiones [A.2.1], [A.2.2] y [A.2.3] si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\nu}(\lambda) < \kappa_{\alpha, \nu}^i \quad i = A, B, C. \quad [A.2.11]$$

donde $\kappa_{\alpha, \nu}^i$ representa los valores críticos de la distribución asintótica de $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\nu}(\lambda)$ 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 $\Lambda = [0,04, 0,98]$ para $T = 50$), 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 (1988) y recomendado posteriormente por Perron y Vogelsang (1992). 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 (1993), 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.

APENDICE 3

CONTRASTES DE INESTABILIDAD DE LOS PARAMETROS DE LA REGRESION DE COINTEGRACION DE HANSEN (1992)

En este apéndice, se describen brevemente los test desarrollados por Hansen (1992) para medir la inestabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración. La ventaja de estos test es que no se requiere especificar exógenamente la posible observación de la muestra donde ha ocurrido el cambio estructural.

En el método de estimación de cointegración sugerido en Hansen (1992), se considera la variable y_t y un conjunto de variables representadas por el vector x_t , las cuales están cointegradas, y cuya relación de cointegración viene dada por la expresión siguiente:

$$y_t = \delta x_t + \epsilon_t \quad [A.3.1]$$

donde

$$\begin{aligned} t &= 1, \dots, T \\ x_t &= (x'_{1t}, x'_{2t-1}, x'_{2t})' \\ x_{1t} &= 1 \\ x_{2t} &= x_{2t} + \tau_t. \end{aligned} \quad [A.3.2]$$

En los dos primeros test de inestabilidad, F_t y $SupF_t$, la hipótesis alternativa es que existe un único cambio estructural en el momento t :

$$\delta_t = \begin{cases} \delta_1, & i \leq t \\ \delta_2, & i > t \end{cases} \quad [A.3.3]$$

Por lo que respecta al primer test de inestabilidad, F_t , se asume que t es conocido, y el contraste se basa en la siguiente expresión:

$$F_t = \text{tr} \left\{ \hat{S}'_t V_t^{-1} \hat{S}_t \hat{\Omega}_t^{-1} \right\} \quad [A.3.4]$$

donde, \hat{S}_t y V_t son, respectivamente:

$$\hat{S}_t = \sum_{i=1}^t \left(x_i \hat{\epsilon}_i - \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_t \end{bmatrix} \right) \quad [A.3.5]$$

$$V_t = \sum_{i=1}^t x_i x_i' - \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right) \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right) \quad [A.3.6]$$

Bajo la hipótesis nula de estabilidad del parámetro δ_t , este contraste se distribuye como una χ^2 con grados de libertad equivalentes al número de variables del vector de cointegración (número de filas en el vector x_t). Este contraste es equivalente al test clásico de Chow. No obstante, como Hansen (1992) muestra, este estadístico es válido sólo cuando t puede ser elegido independientemente del tamaño de la muestra, por lo que el mismo tiene un bajo poder.

Por esta razón, Hansen propone un segundo contraste en el cual se supone que el punto de ruptura t del parámetro δ_t no es conocido, siendo el test simplemente el valor máximo del estadístico F anterior:

$$SupF = \sup_{t_s} F_{t_s} \quad [A.3.7]$$

donde t_s es un número entero perteneciente al intervalo $[0, 157, 0, 857]$. Los valores críticos tabulados para este test pueden encontrarse en la tabla 1 de Hansen (1992). Este contraste resulta eficaz para detectar un modelo en el que el parámetro de largo plazo estimado cambia bruscamente.

En el tercer y cuarto contraste de inestabilidad de Hansen, se considera que el parámetro δ_t sigue un proceso de tipo martingala que viene dado por la expresión:

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \vartheta_t \quad [A.3.8]$$

En estos dos test, se supone, bajo la hipótesis nula, que el proceso martingala tiene media y varianza nula, mientras que la hipótesis alternativa es que la varianza no es nula.

Bajo estas premisas, el tercer test de Hansen viene dado por la expresión:

$$MeanF = 1/T_s \sum_{t_s} F_{t_s} \quad [A.3.9]$$

y sus valores críticos tabulados aparecen en la tabla 2 de Hansen (1992). Este test resulta útil para representar un modelo en el cual el parámetro estimado se desplaza en el tiempo suave o gradualmente.

Por último, el cuarto test de inestabilidad de Hansen considera un proceso distinto de martingala, tomando el contraste propuesto la forma de la expresión:

$$L_c = \text{tr} \left[\left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right)^{-1} \sum_{i=1}^t \hat{S}_i \hat{\Omega}_i^{-1} \hat{S}_i' \right] \quad [A.3.10]$$

el cual es un estadístico LM de Lagrange.

La ventaja de este test, respecto al contraste $Mean F_t$, es que no requiere especificar un intervalo para el rango posible de t . Los valores críticos tabulados para este estadístico se encuentran en la tabla 3 de Hansen (1992).

Resulta importante señalar que este test L_c es también un contraste de cointegración, cuya hipótesis nula es que existe cointegración, mientras que la hipótesis alternativa es la ausencia de la misma. De todas formas, en un reciente trabajo, Haug (1993) ha mostrado en un estudio de Montecarlo el bajo poder de este test para contrastar la hipótesis de cointegración.

Resumen

En el presente artículo se analiza si desde comienzos de la década de los ochenta se ha producido un proceso de convergencia en precios de la economía española hacia la media europea y, en particular, hacia Alemania.

Para estudiar la convergencia se emplean contrastes de raíces unitarias y de cointegración, comprobando si las relaciones estocásticas de largo plazo impuestas sobre los precios por los criterios de convergencia aprobados en el Tratado de Maastricht son estables en el tiempo.

Los resultados obtenidos permiten concluir la existencia de convergencia con la media europea, pero no así con Alemania.

Palabras clave: convergencia nominal, raíces unitarias, cointegración.

Abstract

This paper examines whether price convergence has occurred between the Spanish economy and the European average, and particularly between Spain and Germany, since the early 1980s. It analyzes the long-run stochastic relationships of prices derived from the convergence criteria of the Maastricht Treaty. For this purpose, some recent unit root and cointegration tests are used. The results allow us to accept the convergence hypothesis vis-à-vis the European average but to reject the existence of convergence with Germany.

Key words: nominal convergence, unit root, cointegration.

JEL classification: E300, O570.