

# CONVERGENCIA EN TASAS DE INFLACION EN LA UNION EUROPEA: UN ANALISIS BILATERAL

*Consuelo Gámez Amián\**  
*Amalia Morales Zumaquero\**

Este trabajo tiene como objetivo principal investigar si existe evidencia favorable a la convergencia en tasas de inflación dentro de la Unión Europea (UE). Se analiza el proceso de convergencia en tasas de inflación en un contexto bilateral, diferenciando entre sectores de bienes comerciables y no comerciables, empleando para ello contrastes secuenciales de raíces unitarias y utilizando contrastes de cointegración con cambio estructural. Los resultados ponen de manifiesto una mayor evidencia favorable a la convergencia en tasas de inflación cuando se tienen en cuenta los cambios estructurales.

**Palabras clave:** *convergencia económica, integración europea, inflación, UME.*

**Clasificación JEL:** *E31.*

## 1. Introducción

En términos económicos, la Unión Monetaria Europea (UME) implica la adopción de una única política monetaria coherente con precios estables. Con el Tratado de Maastricht (1992), la convergencia en tasas de inflación se convierte en un criterio para pasar a la etapa final de la UME: sólo los Estados miembros que cumplen con los «criterios económicos de convergencia» forman parte de la UME. En este trabajo nos preguntamos si la experiencia del Sistema Monetario Europeo (SME) ha sido un factor significativo en la reducción de la inflación dentro de la UE.

Algunos trabajos previos analizaban formalmente la convergencia en tasas de inflación entre países europeos empleando dos tests. El primero de ellos examinaba el proceso de conver-

gencia utilizando el filtro de Kalman (Hall, Robertson y Wickens, 1992; Holmes, 1998). El segundo estaba basado en el análisis de cointegración e intentaba examinar los factores comunes existentes entre las series (Koedijk y Kool, 1992; Caporale y Pittis, 1993; Hafer y Kutan, 1994; Thom, 1995; Holmes, 1998). Los resultados empíricos mostraban la existencia de convergencia «parcial» en las tasas de inflación en el sentido de la existencia de más de un factor común. En un trabajo reciente, Camarero, Esteve y Tamarit (2000) analizan el proceso de convergencia entre precios de países «periféricos» dentro de la UE (España, Italia y Reino Unido) utilizando el filtro de Kalman y un conjunto de contrastes de raíces unitarias que permiten la posibilidad de cambios estructurales.

Este trabajo intenta estudiar el proceso de convergencia en tasas de inflación de una forma diferente a las anteriores aportaciones. Se analiza el proceso de convergencia para un conjunto de tasas de inflación agregadas y desagregadas por sectores de

---

\* Universidad de Málaga.

bienes comerciables y no comerciables, para siete países europeos, permitiendo la posibilidad de cambios estructurales. Se adopta la definición de convergencia de Bernard y Durlauf (1995) en un contexto bilateral (es decir, la presencia de un único factor común). Para ello, se estiman modelos bivariantes tomando como país de referencia a Alemania, para cada tasa de inflación, permitiendo la posibilidad de cambios estructurales en los vectores de cointegración. De este análisis se pueden obtener tres posibles resultados: evidencia de cointegración en la muestra completa, evidencia de cointegración por submuestras y no evidencia de cointegración.

Este trabajo difiere de aportaciones anteriores en algunos aspectos. Primero, se utilizan tasas de inflación agregadas y desagregadas. Segundo, se permite la posibilidad de cambios estructurales en las relaciones de cointegración.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el apartado 2 se describe la metodología econométrica utilizada. El apartado 3 presenta los datos empleados. El apartado 4 resume los resultados empíricos obtenidos. El apartado 5 recoge las conclusiones del trabajo.

## 2. Metodología econométrica

### Análisis de raíces unitarias

Para analizar el comportamiento estocástico de las tasas de inflación se emplean un conjunto de contrastes secuenciales de raíces unitarias que permiten la posibilidad de cambios estructurales. En los últimos años, algunos trabajos han analizado los efectos de los cambios estructurales sobre los procedimientos de detección de raíces unitarias y, en particular, sobre el contraste aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Los distintos trabajos han considerado toda una gama de contrastes recursivos, secuenciales y *rolling*. Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) y Montañés (1996a) muestran que los procedimientos secuenciales son generalmente más potentes para contrastar la no estacionariedad porque utilizan toda la información de la muestra a la vez. Por ello, en este trabajo sólo se emplean contrastes secuenciales.

El procedimiento secuencial que en general se emplea en la literatura está basado en el contraste ADF y selecciona el supremo (mínimo) de toda la secuencia de estadísticos ADF para todos los posibles puntos de corte en la muestra. En resumen, para el análisis de raíces unitarias se emplean el tradicional contraste ADF y un conjunto de tres contrastes secuenciales<sup>1</sup> que permiten la posibilidad de cambio estructural.

### Análisis bilateral

Para estudiar la evidencia de convergencia en tasas de inflación en un contexto bilateral, permitiendo la posibilidad de cambios estructurales en las relaciones de cointegración, se estiman los siguientes modelos bivariantes:

$$\dot{p}_{i,t} = \alpha + \beta \dot{p}_{ALE,t} \quad [1]$$

donde  $\dot{p}_{i,t}$  es la tasa de inflación en  $t$  para  $i =$  Bélgica, España, Francia, Holanda, Italia y el Reino Unido y  $\dot{p}_{ALE,t}$  es la tasa de inflación en  $t$  para Alemania. Alemania se elige como país de referencia debido a su papel central en el SME.

La estimación de la ecuación [1] se realiza a partir de la metodología de Engle y Granger (1987). El estimador MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) puede estar sesgado en presencia de endogeneidad y correlación de los regresores. Por ello, además, se emplea el estimador corregido de Phillips y Hansen (1990).

Para detectar la presencia de inestabilidad paramétrica en los vectores de cointegración, se utilizan dos estadísticos: el propuesto por Gregory y Hansen (1996) y el estadístico propuesto por Fernández y Peruga (1997). Estos estadísticos son una extensión del contraste de cointegración propuesto por Engle y Granger (1987), que verifica la presencia de raíces unitarias en los residuos de la regresión de cointegración. Ambos contrastan

<sup>1</sup> Para un análisis más detallado de estos contrastes, ver GAMEZ y MORALES (2001).

la hipótesis nula de ausencia de cointegración frente a la alternativa de cointegración en presencia de cambios estructurales.

Gregory y Hansen (1996) parten del modelo:

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \varphi_{\tau t} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad [2]$$

donde  $X_t$  es un vector de regresores I(1),  $\varepsilon_t$  es I(0) y  $\varphi_{\tau t}$  es una variable ficticia definida de la siguiente forma:

$$\varphi_{\tau t} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq \tau T \\ 1 & \text{si } t > \tau T \end{cases} \quad [3]$$

con  $[\tau T]$  denotando la parte entera de « $\tau T$ », y  $\tau$  es un parámetro desconocido perteneciente al intervalo (0,1).

Para cada posible punto de corte  $\tau$ , dentro del intervalo  $\tau \in [.15, .85]^2$  se calcula un estadístico  $ADF(\tau)$  que, bajo la hipótesis nula, tiene la distribución de Dickey-Fuller. Sin embargo, cuando el punto de corte es desconocido, Gregory y Hansen proponen el estadístico:

$$InfADF = \min_{\tau \in [.15, .85]} ADF(t), \quad [4]$$

es decir, el ínfimo de todos los valores calculados. Estos autores han tabulado la distribución asintótica del estadístico  $InfADF$  para varias especificaciones alternativas de la regresión de cointegración. Asociada al estadístico  $InfADF$  estará la posición muestral  $NinfADF$ , como posible estimador del punto de corte.

Fernández y Peruga (1997) proponen, además, el estadístico:

$$MeanADF = \frac{1}{.7T} \sum_{\tau \in [.15, .85]} ADF(t), \quad [5]$$

es decir, la media de todos los valores calculados. Dichos autores examinan la potencia de ambos estadísticos y del estadístico ADF. Los resultados muestran que la potencia asintótica de los contrastes es buena. Esta potencia impide discriminar entre modelos cointegrados con y sin cambio estructural. Sin embargo, en muestras finitas, el contraste  $InfADF$  sigue mostrando una apreciable potencia, incluso en muestras muy pequeñas. La potencia del estadístico  $MeanADF$  es menor que la de su homólogo  $InfADF$ , excepto frente a alternativas con cointegración, donde la potencia es mayor. Por lo tanto, el estadístico  $MeanADF$  muestra mayor potencia frente a alternativas sin cambio estructural que frente a alternativas con él, presentando un comportamiento superior al contraste de cointegración más tradicional  $ADF$ . La potencia de ambos contrastes disminuye en presencia de más de un punto de corte.

### 3. Datos

Los datos que se emplean son tasas anuales de inflación no corregidas estacionalmente a partir del índice de precios al consumo agregado y de siete índices de precios al consumo desagregados para Alemania (ALE), Bélgica (BEL), España (ESP), Francia (FRA), Holanda (HOL), Italia (ITA) y el Reino Unido (RU).

El índice de precios al consumo agregado,  $P$ , cubre el período de enero 1976 – agosto 1999 y ha sido tomado de *Estadísticas Financieras Internacionales* (Fondo Monetario Internacional). Los índices de precios al consumo desagregados han sido obtenidos de Eurostat y son los siguientes: alimentos excluyendo bebidas y comidas fuera de casa,  $P1$ ; vestido y calzado, incluidas reparaciones,  $P2$ ; vivienda (alquileres, combustible y energía),  $P3$ ; menaje y servicios para el hogar,  $P4$ ; transportes y comunicaciones,  $P5$ ; esparcimiento, enseñanza y cultura,  $P6$  y otros bienes y servicios,  $P7$ . En principio, se consideran como subíndices de precios de bienes comerciables  $P1$ ,  $P2$  y  $P4$  y como subíndices de precios de bienes no comerciables  $P3$ ,  $P5$ ,  $P6$  y  $P7$ .

<sup>2</sup> Este intervalo se puede elegir arbitrariamente pero habitualmente se emplea  $\tau \in [.15, .85]$ , valores utilizados y propuestos por BANERJEE, LUMSDAINE y STOCK (1992).

CUADRO 1

**RAICES UNITARIAS:  
RESUMEN DE RESULTADOS**

	IPC	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
ALE .....	I(1)							
BEL .....	I(1)							
ESP .....	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
FRA .....	I(1)							
HOL.....	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
ITA .....	I(1)							
RU .....	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

CUADRO 2

**RESULTADOS TEORICOS**

C		ADF R	InfADF R	MeanADF R
SubC	Caso 1	NR	R	NR
	Caso 2	NR	NR	NR
NC		NR	NR	NR

NOTAS: C: cointegración, SubC: cointegración por submuestras, NC: no cointegración, SB: cambio estructural, R: rechazo de la hipótesis nula, NR: no rechazo de la hipótesis nula.

CUADRO 3

**MODELOS BIVARIANTES:  
RESUMEN DE RESULTADOS**

	P	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
ALE-BEL .....	2°S	2°S	NO	MC	2°S	MC	NO	NO
ALE-ESP .....	NO	—	2°S	2°S	2°S	MC	2°S	NO
ALE-FRA.....	1°S	2°S	NO	MC	NO	MC	NO	NO
ALE-HOL .....	MC	—	MC	NO	MC	MC	MC	2°S
ALE-ITA .....	MC	NO	MC	MC	MC	2°S	NO	NO
ALE-RU.....	NO	MC	—	NO	MC	MC	1°S	NO
<b>Total .....</b>	<b>4/6</b>	<b>3/4</b>	<b>3/5</b>	<b>4/6</b>	<b>5/6</b>	<b>6/6</b>	<b>3/6</b>	<b>1/6</b>

NOTAS:

MC: cointegración en la muestra completa.

1°S: cointegración en la primera submuestra.

2°S: cointegración en la segunda submuestra.

NO: no cointegración.

## 4. Resultados

### Análisis de raíces unitarias

Los resultados numéricos sobre el comportamiento estocástico de las tasas de inflación están resumidos en el Cuadro 1. Se observa en primer lugar que la mayoría de las series de tasa de inflación son integradas de primer orden, excepto las tasas de inflación para España y Holanda construidas a partir del subíndice de precios P1 y la tasa de inflación para el Reino Unido construida a partir del subíndice P2. En segundo lugar, no hay evidencia de cambios estructurales en las tasas de inflación.

### Análisis de convergencia

Se pueden obtener tres resultados posibles del análisis de convergencia en el contexto bilateral (Cuadro 2): cointegración en la muestra completa, cointegración por submuestras y evidencia de no cointegración. Para alcanzar estos posibles resultados la metodología descrita en el apartado anterior se aplica de la siguiente manera:

1) Se estima la ecuación [1] y se calculan los contrastes de cointegración para la muestra completa para todas las posibles relaciones bilaterales y tasas de inflación.

Las series de índices desagregados de precios al consumo, publicadas por Eurostat para España, presentan una ruptura en el año 1992. Estas series, ya homogeneizadas, se toman del Instituto Nacional de Estadística (INE). La definición de los subíndices publicados por el INE es idéntica a la publicada por Eurostat.

El período objeto de estudio varía ligeramente según el subíndice de precios. Las tasas anuales de inflación cubren el período de enero de 1977 a abril de 1998 para los subíndices P1, P2, P3 y P4 y el período de enero de 1977 a mayo de 1995 para los subíndices P5, P6 y P7.

Finalmente, debido a la presencia de atípicos que pueden tener efectos negativos sobre los contrastes de raíces unitarias y cointegración (Franses y Haldrup, 1994), ajustamos las series siguiendo la metodología de Gómez y Maravall (1994).

2) Si los contrastes *ADF*, *InfADF* y *MeanADF* rechazan la hipótesis nula de no cointegración simultáneamente se concluye que hay evidencia de cointegración en toda la muestra. Este resultado junto con un coeficiente de cointegración positivo y significativo apoyaría la convergencia en tasas de inflación.

3) Si los contrastes *ADF*, *InfADF* y *MeanAD* no rechazan simultáneamente la hipótesis nula, se distinguen dos casos principales: a) si sólo rechaza el contraste *InfADF*, se toma el correspondiente punto de corte para analizar la evidencia de cointegración por submuestras y b) si no rechazan ninguno de los tres estadísticos<sup>3</sup>, se prueba con el punto de corte y se analiza la cointegración por submuestras.

4) Si ninguno de los tres contrastes rechaza la hipótesis nula se concluirá que no hay evidencia de cointegración.

Los resultados numéricos han sido resumidos en el Cuadro 3. Se observa que hay evidencia favorable a la convergencia en 17 modelos bilaterales de 45 que tiene la muestra completa. Cuando se permite la posibilidad de cambios estructurales, la evidencia aumenta en 12 modelos. En general la evidencia de convergencia se concentra en la segunda parte de la muestra señalando que el proceso de convergencia se está reforzando en los últimos años. En resumen, de lo señalado se desprende que permitiendo la posibilidad de cambios estructurales en el análisis se obtiene mayor evidencia de cointegración. Además, la evidencia favorable a cointegración está concentrada en la segunda submuestra. Los puntos de corte se localizan en los años ochenta y principios de los noventa. Durante los años ochenta tuvieron lugar los principales realineamientos en el SME y, a principios de los noventa, ataques especulativos en el mismo.

## 5. Conclusiones

El análisis empírico llevado a cabo en este trabajo lleva a un conjunto de conclusiones. En el contexto bilateral en el que se ha trabajado, la evidencia de convergencia ha sido mayor cuando se han tenido en cuenta los cambios estructurales que en tra-

bajos anteriores. Esta evidencia se concentra en la segunda parte de la muestra, apoyándose en el proceso de convergencia. Sin embargo, distintos factores como pueden ser los impuestos, la estructura de los mercados y las preferencias internacionales podrían explicar la evidencia de convergencia «parcial», es decir, el hecho de que existan relaciones bilaterales en las que no hay evidencia favorable a la convergencia.

## Referencias bibliográficas

- [1] BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. y STOCK, J. (1992): «Recursive and Sequential Tests of Unit Root and Trend Breaks Hypothesis: Theory and International Evidence», *Journal of Business and Economic Statistics* 10: 271-287.
- [2] BERNARD, A. y DURLAUF, S. N. (1995): «Convergence in International Output», *Journal of Applied Econometrics* 10 (1): 97-108.
- [3] CAMARERO, M.; ESTEVE, V. y TAMARIT, C. (2000): «Price Convergence of the Peripheral European Countries on the Way to the EMU: A Time Series Approach», *Empirical Economics* 25 (1): 149-168.
- [4] CAPORALE, G. M. y PITTIS, N. (1993): «Common Stochastic Trends and Inflation Convergence in the EMS», *Weltwirtschaftliches Archiv* 129 (2): 207-215.
- [5] ENGLE, R. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica* 55: 251-276.
- [6] FERNANDEZ, J. L. y PERUGA, R. (1997): «Análisis comparativo de tres estadísticos para la contrastación de inestabilidad paramétrica en las relaciones de cointegración», Documento de Trabajo 8/97, Universidad Europea-CEES.
- [7] FERNANDEZ, J. L. y PERUGA, R. (1999): «Un contraste ADF secuencial para la detección de cambios en el orden de integración», Documento de Trabajo 6/99, Universidad Europea-CEES.
- [8] FRANCES, P. H. y HALDRUP, N. (1994): «The Effects of Additive Outliers on Tests for Unit Roots and Cointegration», *Journal of Business and Economics Statistics* 12 (4): 471-478.
- [9] GAMEZ, C. y MORALES A. (2001): «Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors», manuscrito, Universidad de Málaga.
- [10] GOMEZ, V. y MARAVALL, A. (1994): «Estimation, Prediction and Interpolation for Nonstationary Series with the Kalman Filter» *Journal of the American Statistical Association* 89 (426): 611-624.
- [11] GREGORY, A. W. y HANSEN, B. E. (1996): «Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regimen Shifts», *Journal of Econometrics* 70: 99-126.

<sup>3</sup> Este resultado se puede presentar por la existencia de múltiples cambios estructurales.

[12] HAFER, R. W. y KUTAN, A. M. (1994): «A Long-Run View of German Dominance and the Degree of Policy Convergence in the EMS», *Economic Inquiry* 32: 684-695.

[13] HALL, S.; ROBERTSON, D. y WICKENS, M. R. (1992): «Measuring Convergence of EC Economics», *The Manchester School* 60 (1): 99-111.

[14] HOLMES, M. J. (1998): «Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services», *International Economic Journal* 12 (3): 1-16.

[15] KOEDIJK, K.G. y KOOL, C.J.M. (1992): «Dominant Interest

and Inflation Differentials Within the EMS», *European Monetary Review* 36: 925-943.

[16] MONTAÑES, A. (1996a): «Contraste de raíz unitaria y ruptura estructural: un estudio de Monte Carlo para los Estadísticos Rolling, recursivo y secuencial», *Revista Española de Economía* 13: 139-162.

[17] PHILLIPS, P. C. B. y HANSEN, B. E. (1990): «Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes», *Review of Economic Studies* 57: 99-125.

[18] THOM, R. (1995): «Inflation Convergence in the EMS: Some Additional Evidence», *Weltwirtschaftliches Archiv* 131 (3): 577-586.