Amalia Morales Zumaquero*

LA INFLACIÓN EN LA ZONA EURO: UN ANÁLISIS DESDE EL LADO DE LA OFERTA

El objetivo de este trabajo es explorar el efecto que los factores por el lado de la oferta de la economía tienen sobre la inflación en la zona euro. En particular, se estima un modelo econométrico de mark-up empleando datos agregados trimestrales para la zona euro, durante el período 1971(1)-1998(2). El análisis empírico realizado se ha basado en las metodologías econométricas de cointegración multivariante y modelización dinámica de lo general a lo particular. Los resultados sugieren que, además de existir una importante persistencia de la inflación, los costes laborales unitarios parecen ser el determinante fundamental de la inflación en la zona euro.

Palabras clave: *integración europea, integración monetaria, inflación, modelo econométrico.*
Clasificación JEL: *C51, C52, E31, F00.*

1. Introducción

La estrategia de política macroeconómica existente en la actualidad en la zona euro se basa en una política mixta que, según el Tratado de la Unión Europea, persigue un desarrollo armonioso y equilibrado de las actividades económicas en el conjunto de los países de la Unión, un crecimiento sostenible y no inflacionista que respete el medio ambiente, un alto grado de convergencia en los resultados económicos, un alto nivel de empleo y de protección social, la elevación del nivel y de la calidad de vida, la cohesión económica y social, y la solidaridad entre los Estados miembros. La existencia de una política monetaria única en la Unión Europea (UE), a partir de 1999, no excluye la posibilidad de que se mantengan diferenciales en las tasas de inflación, debido a que los países miembros mantienen características distintas en su estructura económica y en sus mercados de bienes y trabajo. En este contexto —y aunque es bien sabido el papel fundamental que juega el Banco Central en la evolución de los precios a largo plazo—, el objetivo de este trabajo es explorar el efecto que los factores por el lado de la oferta de la economía tienen sobre la inflación en la zona euro y, por ello, a lo largo de todo el análisis desarrollado no se ha tenido en cuenta la incidencia de los factores monetarios en la evolución de la inflación[1].

* Departamento de Teoría Económica. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Málaga.
La autora agradece a Consuelo Gámez, Andrew Harvey, José Luis Torres y a un evaluador anónimo sus valiosas sugerencias.
Versión de 4 de abril de 2003.

[1] La consideración conjunta de los factores de oferta y factores monetarios requiere el desarrollo de un modelo más amplio que el considerado en este trabajo y queda fuera del objetivo del mismo.

En este trabajo se estima un modelo econométrico sencillo de *mark-up,* estándar en la literatura, que implícitamente supone que los precios finales se fijan en función de un margen sobre los costes unitarios de producción globales, en los que sólo se contemplan los costes laborales unitarios y los precios de importación. Sin embargo, cabe resaltar que los costes considerados son los más importantes y suelen representar la mayor parte del total de costes de producción. Se han empleado datos agregados trimestrales de la zona euro, durante el período 1971(1)-1998(2). Nos centramos, por tanto, en el papel que juega el lado de la oferta de la economía sobre la inflación, es decir, en el análisis de si la inflación en la zona euro está causada por la estructura de costes internos, los precios de importación o por ambas variables.

Existen diversos trabajos empíricos recientes sobre fijación de precios, por el lado de la oferta de la economía, pero ninguno ha sido realizado para la zona euro. Martin (1997) analiza la formación de precios en el Reino Unido, empleando técnicas de cointegración multivariante, y obtiene que los precios están determinados tanto por los costes internos, como por los precios mundiales. Brouwer y Ericcson (1998) desarrollan un modelo de *mark-up* para explicar la inflación en Australia durante 1976-1993. Sus resultados sugieren que son tres las variables que explican la inflación en Australia: los precios del petróleo, la brecha de producción (*output-gap*) y el *mark-up* retardado un período. Por otro lado, Kenny y McGettihgan (1999) analizan los determinantes de la inflación en Irlanda distinguiendo entre sectores de bienes comerciables y no comerciables y utilizan técnicas de cointegración multivariante y modelos de corrección del error (MCE). Estos autores obtienen evidencia favorable a la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo en el sector de bienes comerciables pero no en el sector de los no comerciables. Además, demuestran que existe una relación bidireccional entre precios y salarios. Marcellino y Mizon (2000) analizan la relación entre salarios, precios, productividad, inflación y desempleo en Italia, Polonia y el Reino Unido. Utilizando técnicas de cointegración multivariante y permitiendo en el análisis cambios de régimen, obtienen evidencia clara de un cambio fundamental en el mercado de trabajo, cambio hacia un mercado de trabajo más flexible.

Este trabajo, en primer lugar, emplea datos agregados para la zona euro durante el período 1970(1)-1998(2). En este sentido, resulta muy conveniente trabajar con este tipo de datos agregados que consideran a la zona euro como una unidad económica dada la unicidad de moneda, de mercado y de la política monetaria. En segundo lugar, analiza la información contenida en los datos a largo y corto plazo. A largo plazo, el modelo de *mark-up* se estima mediante la metodología de cointegración multivariante de Johansen (1988, 1992). A corto plazo, para la especificación dinámica, se estima un MCE obtenido a partir de la metodología de lo general a lo particular (Hendry, Pagan y Sargan, 1984; Ericsson, Campos y Tran, 1990; Hendry, 1995). En tercer lugar, en el MCE se incluye la brecha de producción con el fin de analizar si el exceso de demanda en el mercado de bienes tiene efectos sobre la inflación en la zona euro —inflación cíclica. En cuarto lugar, las interacciones entre precios, costes laborales unitarios y precios de importación son examinadas mediante un análisis de impulso-respuesta. El empleo de datos agregados para la zona euro y el examen de las interacciones entre las variables del modelo mediante la función impulso-respuesta, pueden considerarse los aspectos novedosos de este trabajo.

El resto del trabajo se organiza como sigue. La sección 2 describe el modelo de *mark-up* y la metodología econométrica empleada. La sección 3 presenta los datos y un análisis del comportamiento estocástico de los mismos. La sección 4 recoge el análisis a largo plazo. La sección 5 presenta el MCE para la inflación en la zona euro y el análisis impulso-respuesta. La sección 6 finaliza con las conclusiones.

2. El modelo: cuestiones teóricas y econométricas

En el largo plazo, suponemos que los precios se fijan como un *mark-up* sobre costes totales unitarios. Bajo la

hipótesis de homogeneidad de grado uno en precios[2], tenemos:

$$ln\ P_t = ln(\mu) + \beta_1\ ln\ CLU_t + \beta_2\ ln\ PI_t \qquad [1]$$

donde μ es el margen sobre los costes, lnP_t es el logaritmo del deflactor implícito del producto interior bruto (PIB), $lnCLU_t$ es el logaritmo de los costes laborales unitarios y $lnPI_t$ es el logaritmo del deflactor implícito de las importaciones en moneda doméstica. Para simplificar la nomenclatura, denotaremos con letras minúsculas el logaritmo de las variables descritas, *p, clu* y *pi,* respectivamente. Finalmente, β_1 y β_2 son coeficientes desconocidos, con los signos esperados $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, respectivamente.

Para el análisis a largo plazo, se emplea la técnica de estimación multivariante de Johansen (1988, 1992), con el fin de estudiar si existe evidencia favorable a la cointegración entre *p, ulc* y *iip.* De esta forma, tendríamos el siguiente conjunto de información, z_t:

$$z_t = \{p,\ ulc,\ iip,\ t\} \qquad [2]$$

donde se ha incluido una tendencia temporal, *t,* como variable *proxy* de los efectos de la productividad[3].

Para el análisis a corto plazo, la especificación dinámica se realiza mediante la metodología de lo general a lo particular[4]. Se procede en dos etapas. En la primera, se estima un modelo autorregresivo de retardos distribuidos (ADL) sin restringir en precios, costes laborales unitarios y precios de importación. En la segunda etapa, se obtiene un MCE, económicamente interpretable, para la inflación en la zona euro.

Para finalizar, la interacción entre los precios, costes laborales unitarios y precios de importación se examina a partir de un análisis de impulso-respuesta.

3. Descripción y orden de integración de los datos

En esta sección se describen los datos empleados, la evolución gráfica de las variables bajo estudio —con el fin de tener en cuenta acontecimientos económicos que pudiesen afectar al análisis econométrico— y se analiza el comportamiento estocástico de las variables en cuestión.

Las series utilizadas en este trabajo son datos trimestrales no ajustados estacionalmente para la zona euro, desde 1970(1) a 1998(2)[5]. Los datos han sido obtenidos de la base de datos del Banco de España[6], siendo la fuente original de los mismos las estadísticas Eurostat, en particular, las Eurostatistics. Los datos en cuestión son el deflactor implícito del PIB, los costes laborales unitarios y el deflactor implícito de las importaciones. Las series están ilustradas en niveles y en primeras diferencias en el Gráfico 1. Como puede observarse, las series del deflactor implícito del PIB y de los costes laborales unitarios presentan un perfil muy similar, con crecimiento positivo a lo largo del período analizado y no hay, aparentemente, posibles datos anómalos. Sin embargo, la serie del deflactor implícito de las importaciones presenta un cambio en su comportamiento durante el año 1985. A lo largo de este año, por un lado, el tipo de cambio nominal experimentó fuertes oscilaciones y, por otro lado, tuvo lugar una disminución del precio del petróleo. Estos hechos junto con una importante depreciación del dólar estadounidense, durante la segunda parte del año, condujeron a una importante caída del deflactor implícito de las importaciones en la zona euro.

[2] Véase GORDON (1990), FRANZ y GORDON (1993), MARTIN (1997), BROUWER y ERICSSON (1998), WELFE (2000) y MARCELLINO y MIZON (2000), entre otros.

[3] Véase KENNY y MCGETTIGAN (1999).

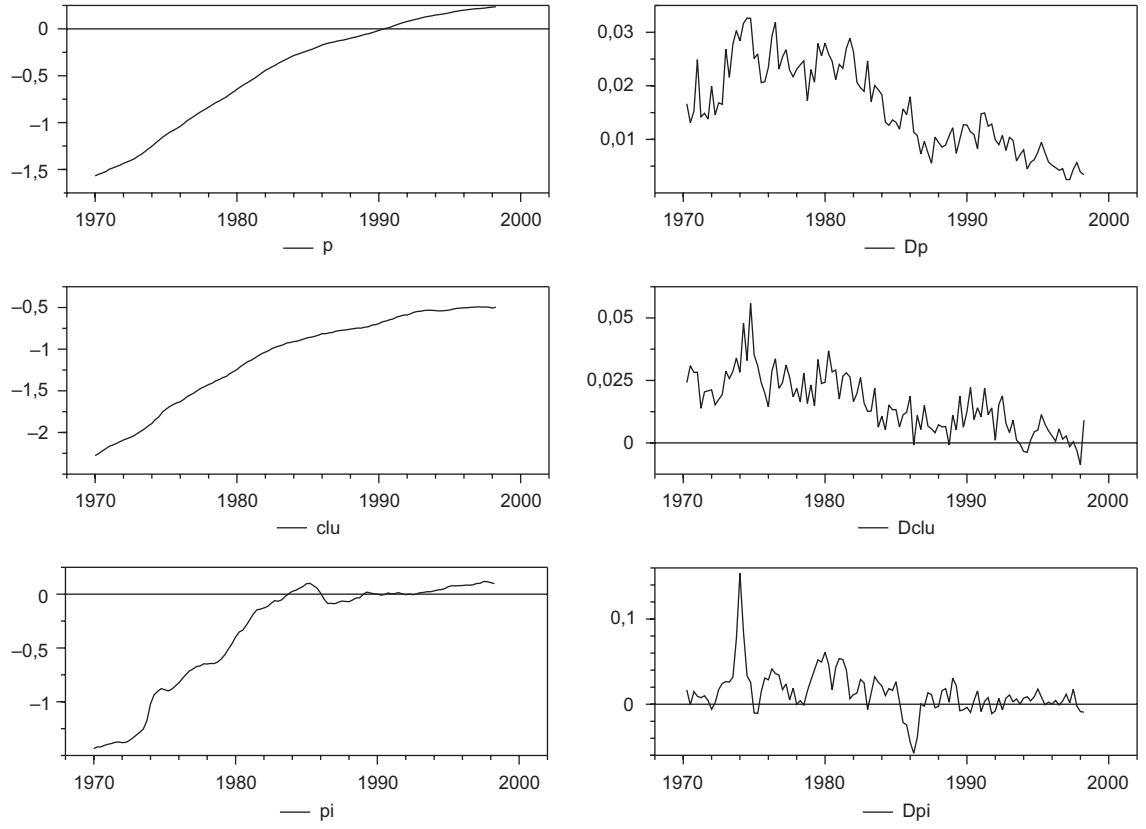
[4] Para un análisis detallado ver HENDRY, PAGAN y SARGAN (1984), ERICSSON, CAMPOS y TRAN (1990) y HENDRY (1995).

[5] El período muestral finaliza en 1998 debido a la disponibilidad de datos.

[6] Agradecemos al servicio de estudios del Banco de España y, especialmente, a Francisco de Castro habernos proporcionado los datos utilizados en este trabajo.

GRÁFICO 1

VARIABLES EN NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS



NOTA: *p:* deflactor implícito del PIB; *clu:* costes laborales unitarios; *pi:* deflactor implícito de las importaciones; *Dp:* primera diferencia del deflactor implícito del PIB; *Dclu:* primera diferencia de los costes laborales unitarios; *Dpi:* primera diferencia del deflactor implícito de las importaciones.

Para el análisis del comportamiento estocástico de los datos empleamos los estadísticos de Dickey-Fuller aumentado (1981), ADF, y de Phillips y Perron (1988), PP, ambos calculados incluyendo en el modelo una constante y una tendencia. Los resultados numéricos de estos contrastes están recogidos en el Cuadro 1. Se observa que ambos estadísticos señalan que el deflactor implícito del PIB es un proceso integrado de segundo orden, I(2). El estadístico ADF muestra que los costes laborales unitarios es una serie integrada de segundo orden, I(2), mientras que, el estadístico PP señala que es una serie integrada de primer orden, I(1). Ambos estadísticos muestran cómo la serie del deflactor implícito de las importaciones es integrada de primer orden, I(1).

En resumen, los resultados, en cuanto al orden de integración de las series, discrepan entre los dos contrastes empleados. Estas discrepancias son frecuentes en otros trabajos previos (Brouwer y Ericsson, 1998). A lo largo del trabajo, todas las series serán tratadas como I(1).

CUADRO 1

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS

	ADF		PP	
	x_t	Δx_t	x_t	Δx_t
p	–0,5197	–3,1407	–1,4983	–3,0371
clu	–0,4823	–3,0556	–0,2163	–7,5156*
pi	–1,1187	–4,0343*	–0,7905	–4,5050*

NOTA: ADF: contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller aumentado, PP: contraste de raíces unitarias de Phillips-Perron. Ambos contrastes han sido calculados incluyendo en el modelo una constante y una tendencia. x_t y Δx_t denotan la variable en cuestión en niveles y en primeras diferencias, respectivamente.
* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100 de significatividad.

CUADRO 2

COINTEGRACIÓN

Modelo de *Mark-up*			
r	0	1	2
λmax	33,96*	18,11	5,70
Traza	58,78*	24,81	5,70

NOTA: * Denota rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100 de significatividad. Los valores críticos pueden encontrarse en OSTERWALD-LENUM (1992).

4. Análisis a largo plazo: cointegración y cointegración restringida

El primer paso en el análisis a largo plazo es desarrollar un modelo estadístico que nos permita representar la relación entre las variables objeto de estudio: deflactor implícito del PIB, costes laborales unitarios y el deflactor implícito de las importaciones. Para ello, se desarrolla un modelo VAR cointegrado con variables deterministas (constante, tendencia y variables ficticias estacionales). Para elegir el número adecuado de retardos del VAR, se emplea el criterio de información de Schwarz. Éste revela que son necesarios cuatro retardos para la correcta especificación del VAR.

El Cuadro 2 muestra los resultados del análisis de cointegración obtenidos a partir de la metodología de Johansen (1988, 1992). Se observa cómo los estadísticos λmax y Traza apoyan la existencia de un vector de cointegración entre las variables *p, clu* y *pi.*

El vector de cointegración estimado resulta ser:

$$p = ln(\mu) + 0{,}814ulc + 0{,}077iip + 0{,}002t \qquad [3]$$

En la ecuación [3] se observa que los coeficientes presentan el signo adecuado y, numéricamente, el coeficiente de los costes laborales unitarios es mayor que el coeficiente del deflactor implícito de las importaciones.

A continuación, se lleva a cabo un análisis de cointegración restringida, siguiendo la metodología de Johansen y Juselius (1990), bajo el supuesto de la existencia de un vector de cointegración. En primer lugar, se contrasta si las variables son débilmente exógenas. El Cuadro 3 presenta los resultados. Se observa que los costes laborales unitarios, *clu,* y los precios de importación, *pi,* parecen ser débilmente exógenos. En segundo lugar, el Cuadro 4 presenta los resultados respecto a la significatividad de las variables. Se observa que los costes laborales, *clu,* y la tendencia, *t,* son significativos pero, sin embargo, no lo son los precios de importación, *pi.*

Los resultados obtenidos parecen sugerir que, en el largo plazo, los costes laborales unitarios explican, desde el lado de la oferta, la evolución de los precios en la zona euro, teniendo algo de efecto la productividad sobre los precios y no teniendo ningún efecto significativo los precios de importación sobre los mismos.

5. Análisis a corto plazo: modelo de corrección de error

En esta sección se lleva a cabo el análisis a corto plazo. En primer lugar, se obtiene un MCE que explica la inflación por el lado de la oferta en la zona euro. En segundo lugar, las interacciones dinámicas entre *p, clu* y *pi* son examinadas mediante el análisis de impulso-respuesta.

CUADRO 3

COINTEGRACIÓN RESTRINGIDA: EXOGENEIDAD DÉBIL

	Modelo de *Mark-up*		
	p	clu	pi
$\chi^2(1)$	4,66*	3,33	1,25

NOTA: Los estadísticos de exogeneidad débil han sido evaluados bajo la existencia de un vector de cointegración.
* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100 de significatividad.

CUADRO 4

COINTEGRACIÓN RESTRINGIDA: SIGNIFICATIVIDAD

	Modelo de *Mark-up*			
	p	clu	pi	t
$\chi^2(1)$	16,18*	14,06*	2,78	7,06*

NOTA: Los estadísticos de significatividad han sido evaluados bajo la existencia de un vector de cointegración.
* Denota rechazo de la hipótesis nula al 1 por 100 de significatividad.

De lo general a lo particular

Dada la elección de las variables y elegido el orden del VAR (cuatro retardos), condicionado a la existencia de un vector de cointegración, el punto de partida adecuado es el desarrollo de un modelo autorregresivo de retardos distribuidos (ADL) de orden cuatro en *p, clu* y *pi.* Hemos extendido el modelo introduciendo la brecha de producción, *ygap*[7], con el fin de tener en cuenta los efectos sobre la inflación del exceso de demanda en el mercado de bienes. Asimismo, el modelo se completa con la introducción de variables ficticias estacionales, que denotaremos por SD_{1t}, SD_{2t} y SD_{3t}.

La solución estática a largo plazo obtenida a partir del modelo ADL es (desviaciones estándar en paréntesis):

$$p = \underset{(0,041)}{0,709} + \underset{(0,075)}{0,948}\, clu + \underset{(0,069)}{0,030}\, pi + \underset{(0,0004)}{0,0018}\, t \qquad [4]$$

donde se observa que los coeficientes de la ecuación [4] son similares a los obtenidos en la ecuación [3]. Además, ambos coeficientes presentan el signo adecuado, positivo, siendo significativos los costes laborales unitarios y la tendencia pero no los precios de importación.

El modelo ADL con cuatro retardos se transforma en su representación no restringida MCE[8]. Para ello, las variables/retardos no significativos se eliminan del sistema. La simplificación secuencial (Cuadro 5) del modelo ADL al MCE final y estadísticamente aceptable se realiza a partir del estadístico F entre los pares de modelos y el criterio de información de Schwarz.

El MCE para la inflación de la zona euro resultante es:

$$\begin{aligned} \Delta p_t &= \underset{(0,065)}{0,262}\Delta p_{t-1} + \underset{(0,036)}{0,297}\,\Delta clu_t + \underset{(0,009)}{0,029}\,\Delta pi_{t-1} + \\ &+ \underset{(0,007)}{0,033}\, ygap_t - \underset{(0,009)}{0,027}\, ygap_{t-1} - \\ &- \underset{(0,009)}{0,061} ECM_{t-1} + \underset{(0,0005)}{0,001}\, SD_{1t} - \underset{(0,0005)}{0,002}\, SD_{2t} + \underset{(0,0004)}{0,0004}\, SD_{3t} \end{aligned} \qquad [5]$$

siendo el número de observaciones T = 109; el coeficiente de correlación múltiple al cuadrado R^2 = 0,98 y la desviación estándar estimada de la ecuación $\hat{\sigma} = 0,20$ por 100. Asimismo, se han estimado un conjunto de estadísticos para asegurar la correcta especi-

[7] La brecha de producción se ha medido como la diferencia entre el producto interior bruto, *y,* en términos reales, y el producto interior bruto potencial obtenido a partir del filtro de Hodrick y Prescott sobre *y.*

[8] Los resultados numéricos presentados en esta sección se han obtenido empleando el programa PcGive Professional versión 9.2. Ver HENDRY y DOORNIK (1999).

CUADRO 5

REDUCCIÓN SECUENCIAL AL MCE FINAL

Modelo	Estadístico F	Schwarz
MCE (4) → MCE (3)	F(4,83) = 0,129	–11,524 → –11,690
MCE(3) → MCE (2)	F(4,87) = 0,898	–11,690 → –11,822
MCE(2) → MCE (1)	F(4,91) = 1,987	–11,822 → –11,910
MCE(1) → MCE (1) sin Δclu_{t-1}, sin Δpi_t	F(2,97) = 0,285	–11,910 → –12,019
MCE (1) sin Δclu_{t-1}, sin Δpi_t → Modelo final sin constante (ecuación [5])	F(1,99) = 0,061	–12,019 → –12,062

ción del modelo. En particular, son los estadísticos para el contraste de la autocorrelación de los residuos, Durbin-Watson y AR, que arrojan los valores *DW* = 2,03 y F(5,95) = 0,13, respectivamente; el estadístico de heteroscedasticidad condicional *ARCH* que arroja el valor F(4,92) = 0,34 y los contrastes de normalidad, $X^2(2)$ = 2,49; heteroscedasticidad, F(15,84) = 0,95, y RESET, F(1,99) = 1,89[9].

La ecuación [5] muestra que la inflación retardada un período es significativamente diferente de cero y presenta el signo adecuado. Lo mismo ocurre con la primera diferencia del valor presente de los costes laborales unitarios. Asimismo, la primera diferencia de los precios de importación retardados un período y el valor presente y retardado de la brecha de producción son significativamente diferentes de cero, aunque numéricamente presentan un coeficiente muy pequeño. El coeficiente del mecanismo de corrección del error es altamente significativo aunque su tamaño sugiere que el desequilibrio se corrige muy lentamente, es decir, la velocidad de ajuste de los precios es muy lenta.

Las variables ficticias estacionales parecen tener también algún efecto sobre la inflación. El conjunto de estadísticos estimados sugiere que el modelo para explicar la inflación en la zona euro está bien especificado.

En resumen, la ecuación [5] sugiere, por un lado, que los factores que afectan a la economía por el lado de la oferta desempeñan un papel importante en la dinámica de la inflación a corto plazo, siendo la variable fundamental los costes laborales unitarios.

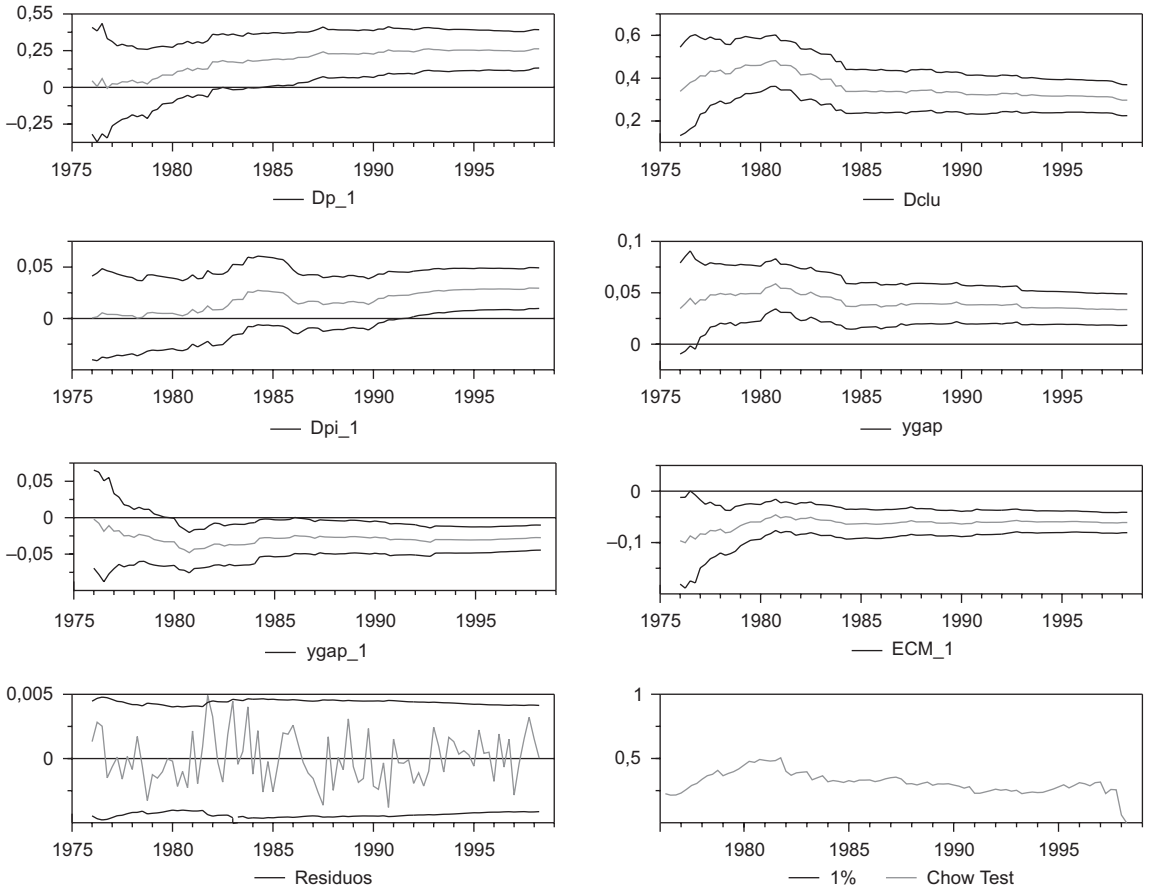
Por otro lado, la significatividad y elevado coeficiente de la inflación en *t*–1 sugieren una elevada persistencia de la inflación en la zona euro.

Para finalizar, el modelo [5] se ha reestimado por mínimos cuadrados recursivos para comprobar si los coeficientes son constantes a lo largo del tiempo. El Gráfico 2 ilustra los coeficientes estimados junto con los intervalos de confianza al 95 por 100. Para todas las variables los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero y permanecen relativamente constantes a lo largo de la muestra. Además, los residuos del modelo muestran bandas de confianza razonablemente constantes. Finalmente, el estadístico de cambio estructural de Chow muestra que la constancia es aceptada al nivel del 1 por 100.

[9] Véase HENDRY y DOORNICK (1999) para un análisis exhaustivo de los estadísticos.

GRÁFICO 2

ESTIMACIÓN RECURSIVA



Análisis impulso-respuesta

La interacción dinámica entre precios, costes laborales unitarios y precio de las importaciones puede examinarse también a través del análisis impulso-respuesta.

Los Gráficos 3 y 4 ilustran la respuesta de cada variable del modelo de *mark-up* a diversas perturbaciones.

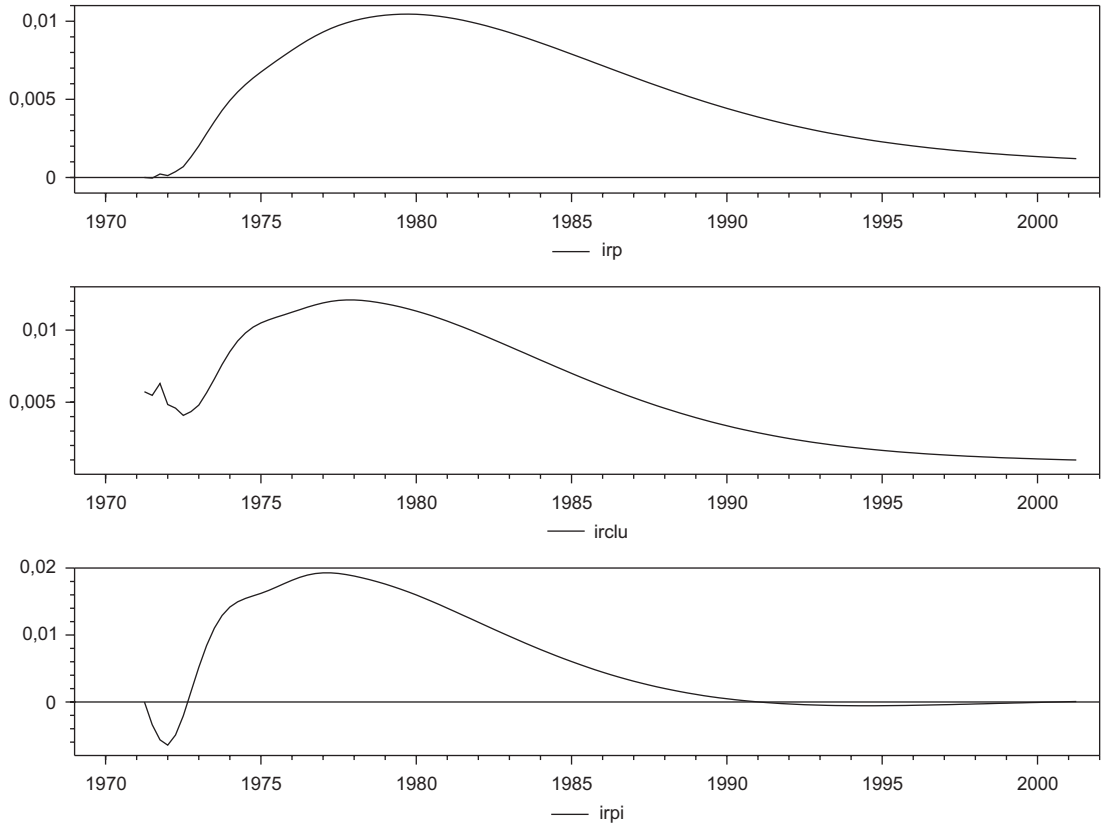
En primer lugar, se muestra la respuesta de cada variable a una perturbación en los costes laborales unitarios. Éste tiene un efecto positivo y permanente sobre los precios. Sobre el precio de las importaciones el efecto inicial parece ser negativo para pasar rápidamente a una recuperación y retorno su posición de equilibrio a largo plazo.

En segundo lugar, se ilustra la respuesta de cada variable a una perturbación en los precios de importación. Tanto sobre los precios como sobre los costes laborales unitarios el efecto positivo inicial es transitorio pasando a caer ambas variables rápidamente, retornando a su posición de equilibrio a largo plazo.

Los resultados del análisis impulso-respuesta parecen apoyar a los resultados obtenidos en el análisis em-

GRÁFICO 3

ANÁLISIS IMPULSO-RESPUESTA*



NOTA: * Respuesta de *p, clu* y *pi* a una perturbación en *clu*.

pírico previo. Los costes laborales unitarios ejercen un efecto permanente sobre los precios en la zona euro, mientras que el efecto de una perturbación en los precios de importación tiene carácter transitorio.

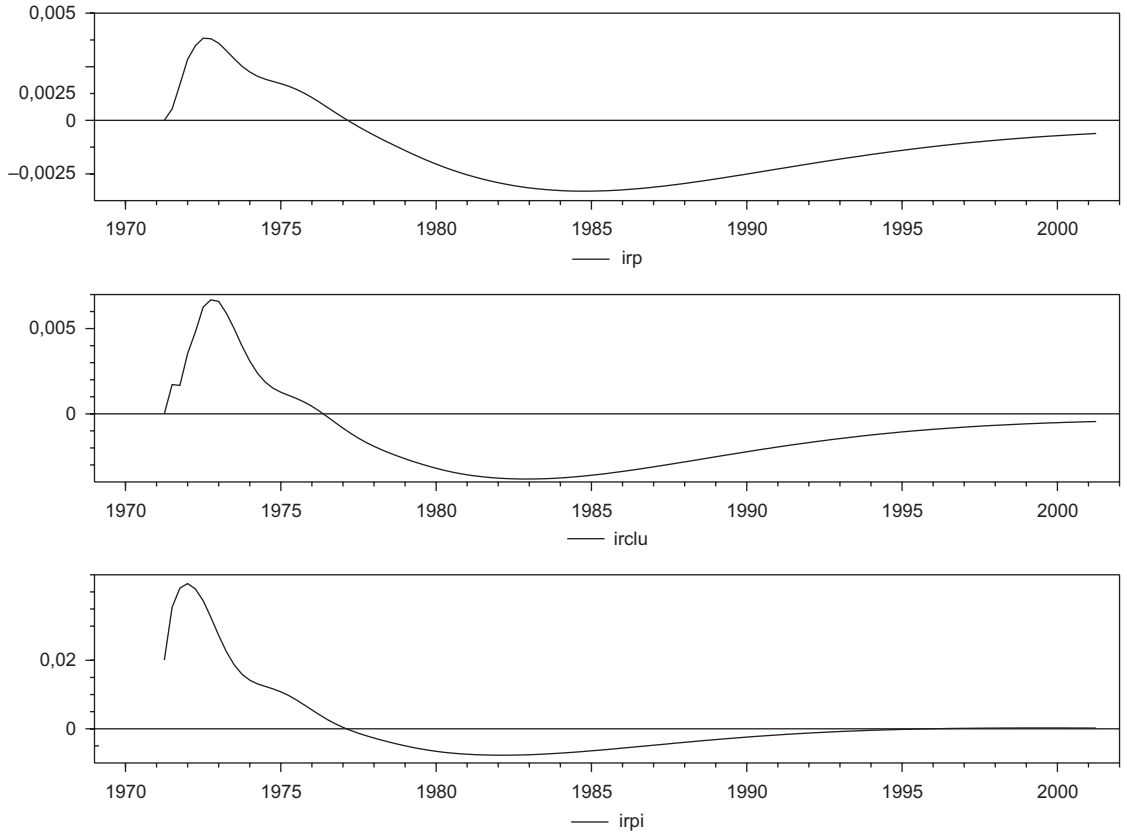
6. Conclusiones

En este trabajo se ha estimado un modelo econométrico sencillo de *mark-up,* empleando datos agregados trimestrales de la zona euro, durante el período 1971(1)-1998(2). Nos hemos centrado en analizar los efectos del lado de la oferta de la economía sobre la determinación de la inflación en la zona euro.

Los resultados sugieren que existe una importante persistencia de la inflación en la zona euro, que los costes internos son la variable fundamental determinante de la inflación, por el lado de la oferta de la economía, y que la inflación a corto plazo tiene un componente cíclico. Asimismo, hay que resaltar que el coeficiente estimado para el mecanismo de corrección del error es muy pequeño. Este resultado implica que los precios se ajustan muy lentamente ante cualquier per-

GRÁFICO 4

ANÁLISIS IMPULSO-RESPUESTA*



NOTA: * Respuesta de *p, clu* y *pi* a una perturbación en *pi.*

turbación, corrigiéndose, por tanto, muy lentamente el desequilibrio.

Por otro lado, la interacción dinámica entre precios, costes laborales unitarios y precio de las importaciones ha puesto de relieve que mientras que los costes laborales unitarios parecen tener un efecto permanente sobre los precios en la zona euro, los efectos de una perturbación de los precios de importación tiene un carácter marcadamente transitorio.

Referencias bibliográficas

[1] BROUWER, G. y ERICCSON, N. R. (1998): «Modelling Inflation in Australia», *Journal of Business & Economic Statistics,* 16 (4), 433-449.

[2] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica,* 49, 1057-1072.

[3] ERICSSON, N. R.; CAMPOS, J. y TRAN, H. A. (1990): «PC-GIVE and David Hendry's Econometric Methodology», *Revista de Econometría,* 10, 7-117.

[4] FRANZ, W. y GORDON, R. J. (1993): «German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes», *European Economic Review,* 37, 719-762.

[5] GORDON, R. J. (1990): «What is New-Keynesian Economics?», *Journal of Economic Literature,* 29, 1115-1171.

[6] HENDRY, D. F. (1995): *Dynamic Econometrics,* Oxford, Oxford University Press, U.K.

[7] HENDRY, D. F. y DOORNIK, J. A. (1999): *Empirical Econometric Modelling Using PcGive,* Timberlake Consultants Eds.

[8] HENDRY, D. F.; PAGAN, A. R. y SARGAN, J. D. (1984): «Evaluating Dynamic Econometric Models by Encompassing the VAR», in *Models, Methods and Applications of Econometrics,* ed. P.C.B. PHILLIPS, Cambridge, MA, Basil Blackwell, 272-300.

[9] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegrated Vectors», *Journal of Economic Dynamic and Control,* 12, 231-244.

[10] JOHANSEN, S. (1992): «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in a Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica,* 59, 1551-1581.

[11] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference of Cointegration -with Applications to the Demand for Money», *Bulletin of Economics and Statistics,* 52, 169-210, Oxford.

[12] JUSELIUS, K. (1992): «Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark», *Journal of Policy Modeling,* 14, 401-428.

[13] KENNY, G. y MCGETTIHGAN, D. (1999): «Modelling Traded, Non-Traded and Aggregate Inflation in a Small Open Economy: The Case of Ireland», *The Manchester School,* 67 (1), 60-88.

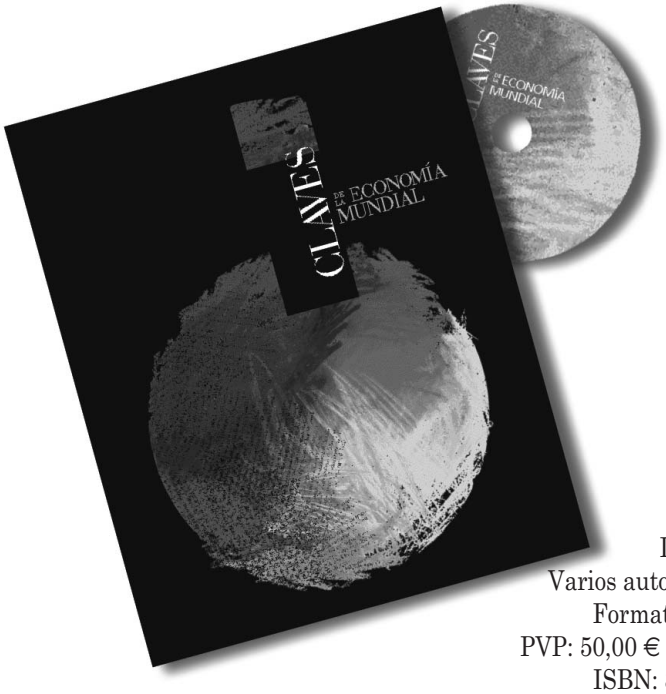
[14] MARCELLINO, M. y MIZON, G. E. (2000): «Modelling Shifts in Wage-Price and Unemployment-Inflation Relationships in Italy, Poland and the UK», *Economic Modelling,* 17, 387-413.

[15] MARTIN, C. (1997): «Price Formation in an Open Economy: Theory and Evidence for the United Kingdom, 1951-1991», *The Economic Journal,* 107, 1391-1404.

[16] PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika,* 75, 335-346.

[17] WELFE, A. (2000): «Modelling Inflation in Poland», *Economic Modelling,* 17, 375-385.

Claves de la economía mundial 2003



Libro y cd-rom
Varios autores, 386 págs.
Formato: 21 x 26 cm.
PVP: 50,00 € (IVA incluido)
ISBN: 84-7811-491-2

Claves de la economía mundial ofrece, en **62** artículos e informes de destacados especialistas, una visión objetiva de la situación actual del mundo y de sus perspectivas de evolución.

Claves de la economía mundial proporciona los perfiles de la totalidad de los países del mundo con los datos sociopolíticos y económicos más relevantes y actuales, y la posibilidad de efectuar cruces, comparaciones y *rankings* entre ellos.

Una obra básica de estudio y consulta.

Un instrumento de análisis.

Una publicación única en lengua española.

Puede adquirir la obra en las principales librerías y en el ICEX.

Instituto Español de Comercio Exterior (ICEX)
Pº. de la Castellana, 14 - 28046 MADRID – tel.: 902 349 000 – c.e.: icex@icex.es – www.icex.es

ICEX