

XXIX Reunión de Estudios Regionales
(Santander, 27 y 28 de Noviembre de 2003)

Efectos regionales de la política monetaria en España:
implicaciones para la Unión Monetaria Europea

Antonio J. Olivera Herrera*
David Padrón Marrero**

* Doctorando Instituto Universitario de Investigación Ortega y Gasset
Urb. Las Indias
Ed. Arga, A3D
38008 - S/C Tenerife
ajolivera@hotmail.com

** Departamento de Economía Aplicada
Universidad de La Laguna
Campus de Guajara, s/n
38071 – S/C Tenerife
dpadron@ull.es

Resumen: El proceso de configuración de la Unión Monetaria Europea ha venido acompañado de un creciente interés en el análisis del posible impacto diferenciado de la política monetaria única sobre las economías de los distintos países de la zona euro, en la medida que se considera que la existencia de asimetrías podría dificultar las tareas del Banco Central Europeo. Las conclusiones principales extraídas en los estudios recientes que han abordado esta materia sugieren que aún hoy existen diferencias en el mecanismo de transmisión de la política monetaria entre los estados miembros, lo que cabe esperar se manifieste en una respuesta heterogénea ante cambios en la política monetaria única. No obstante, se suele señalar que el propio proceso integrador coadyuvará a reducir las diferencias en el mecanismo de transmisión en los diferentes países y, por tanto, en las respuestas a las acciones de política monetaria. El objetivo de este trabajo es precisamente contrastar esta última hipótesis. Es decir, estudiar si en un mercado perfectamente integrado como la economía española, los efectos de la política monetaria se distribuyen uniformemente entre las distintas regiones (Comunidades Autónomas). Para ello se aplican dos metodologías diferentes (modelos VAR y funciones de reacción), con la intención de aproximar de un modo más robusto los shocks de política monetaria en España en las dos últimas décadas.

Palabras clave: Mecanismos de transmisión, función de reacción, VAR, regiones españolas, Unión Monetaria Europea

1.- Introducción

Con el advenimiento del euro el análisis del grado de optimalidad de la Unión Monetaria Europea (UME) dejó de estar en el centro del debate político y económico, ocupando su lugar el análisis de todos aquellos aspectos referidos a la conducción de la política monetaria única en el seno de la zona euro, y, en especial, los relativos al posible impacto diferenciado que las actuaciones del Banco Central Europeo (BCE) podrían tener sobre las economías de los distintos Estados miembros. Este cambio de acento fue debido al hecho de que los diferentes países que conforman la zona euro presentan notables diferencias en sus respectivas estructuras económica, financiera e institucional, lo que induce a pensar en la más que probable existencia de asimetrías en el mecanismo de transmisión de la política monetaria única, lo que podría entorpecer notablemente una correcta conducción de la misma y, en particular, dificultar al BCE la consecución del objetivo fundamental que le ha sido encomendado: asegurar la estabilidad de precios en la UME. Más aún, la existencia de tales asimetrías implicaría que las actuaciones del BCE podrían dificultar la marcha hacia un mayor grado de sincronía entre los ciclos económicos de los distintos Estados miembros (Guiso y otros, 1999).

Esta preocupación creciente por el posible impacto que las decisiones del BCE pueden tener sobre las distintas economías que conforman la UME, se ha traducido en la aparición de un importante volumen de trabajos empíricos en los que se trata de arrojar alguna luz sobre este particular. No obstante, la evidencia disponible dista mucho de ofrecer una imagen clara acerca de la magnitud de tales asimetrías, en parte debido a la utilización de diferentes metodologías¹. A pesar de ello, una revisión de los distintos trabajos nos permite extraer varias consideraciones generales. En primer lugar, el centro de atención de gran parte de los estudios empíricos ha girado en torno al impacto de las actuaciones del BCE sobre los distintos países del área euro, siendo muy pocos los trabajos que han estudiado la misma cuestión en el ámbito regional. En segundo lugar, debido a que el establecimiento de la UME puede haber generado un cambio estructural significativo en el mecanismo de

¹ Para una revisión de las distintas metodologías empleadas en esta línea de la literatura véase OCDE (1999), Guiso y otros (1999) y Kieler y Saarenheimo (1998).

transmisión en cada uno de los países integrantes de la zona euro y dado que aún no contamos con la suficiente evidencia empírica que nos permita identificar el impacto que efectivamente las actuaciones del BCE están teniendo, la mayor parte de estos trabajos han tenido que emplear la evidencia acumulada en el pasado, generada en un contexto bien diferente, donde cada uno de los países miembros seguía siendo soberano en materia de política monetaria y cambiaria. Por último, la conclusión de estos trabajos suele ser la existencia de asimetrías en el mecanismo de transmisión monetaria en el seno de la zona euro, aunque se mantiene que el propio proceso de unificación monetaria conducirá a una mayor homogeneización en los mecanismos de transmisión y, por tanto, a que el impacto de la política monetaria única tienda a ser más uniforme.

El hecho de que la mayor parte de los trabajos empíricos se haya centrado en el efecto que las acciones de política monetaria pueden tener en los distintos países de la zona euro podría estar suponiendo una exageración de la importancia que tienen las diferencias existentes entre ellos. En este sentido, el análisis de las asimetrías que la política monetaria tiene a nivel regional puede permitir enfocar esta cuestión desde otra perspectiva. En efecto, si las uniones monetarias ya existentes han soportado efectos regionales diferenciados en el pasado, puede que la UME pueda soportarlos en el futuro (Arnold y Vrugt, 2002). Por este motivo, en este trabajo presentamos evidencia empírica sobre el impacto regional diferenciado que ha tenido la política monetaria en España durante el periodo 1988-98, con la finalidad última de analizar hasta qué punto cabe esperar que el propio proceso integrador conduzca a la desaparición de las diferencias en el mecanismo de transmisión en los diferentes países y, por tanto, en las respuestas a las acciones de política monetaria.

Dado las limitaciones de espacio, así como la orientación eminentemente empírica que hemos intentado imprimirle a nuestro trabajo, hemos optado por excluir las referencias teóricas referidas a los mecanismos de transmisión monetaria, esto es, sobre el proceso a través del cual la economía responde ante determinados impulsos monetarios (Meltzer, 1995). Si bien esta cuestión ha ocupado gran parte de los esfuerzos realizados en macroeconomía a lo largo de la historia del pensamiento económico, en la actualidad parece existir

un cierto consenso relativo a la existencia de diferentes canales a través de los cuales las acciones de política monetaria pueden influir sobre el resto de la economía, diferenciándose cada uno de ellos por la importancia relativa que se presta al dinero, al crédito, a los tipos de interés, a los tipos de cambio, a los precios de otros activos o al papel que desempeñan los bancos comerciales y demás instituciones financieras (Taylor, 1995)².

La importancia relativa de cada uno de estos canales condiciona la efectividad de la política monetaria y si, tal y como sugiere la evidencia empírica disponible³, la importancia de cada uno de ellos difiere de un país a otro en la zona euro, entonces cabe esperar que una misma acción de política monetaria tenga un impacto diferenciado entre ellos.

El centro de atención de este trabajo es, precisamente, el análisis del efecto agregado que se deriva de la existencia de tales diferencias en los canales de transmisión, y no tanto la importancia relativa que cada uno de ellos tiene en las distintas regiones españolas, y para ello lo hemos estructurado del siguiente modo. En el epígrafe 2 presentamos la metodología empírica empleada en este trabajo para identificar los shocks de política monetaria en España, mientras que en el tercero utilizamos tales shocks para analizar en qué medida la respuesta de las regiones españolas ante las actuaciones del Banco de España (BE) ha sido más o menos uniforme. Finalmente, en el epígrafe cuarto se resumen las principales conclusiones.

2.- Metodología e identificación

Para valorar el impacto de las actuaciones del BE sobre la actividad económica en las distintas regiones españolas hemos optado por seguir una estrategia en dos etapas. En la primera llevamos a cabo la identificación de los shocks de política monetaria. Resulta éste un paso fundamental a la hora de analizar los efectos de la política monetaria debido a que las correlaciones observadas entre los tipos de interés, el output y los precios pueden ser debidas a un

² Para una visión general de los más importantes canales de transmisión monetaria véase el Symposium sobre el Mecanismo de Transmisión Monetaria publicado en la revista *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, no. 4.

³ Una buena referencia en la que se ofrece evidencia detallada sobre la importancia relativa de cada canal de transmisión para los distintos países de la UME es Suardi (2001).

proceso de causación inversa, por lo que su componente exógeno debe ser aislado de su respuesta endógena. En línea con gran parte de la literatura empírica reciente sobre el mecanismo de transmisión monetaria, emplearemos la metodología de los vectores autoregresivos (VAR) y la estimación de una función de reacción para identificar dichos shocks, tratando de obtener un resultado más robusto. Una vez identificados los shocks monetarios, analizamos en qué medida éstos influyen sobre la actividad económica de las distintas CCAA españolas.

Metodología VAR

La amplia profusión que recientemente ha tenido la metodología VAR es debida en gran parte a su capacidad para generar hechos estilizados respecto a la dinámica seguida por un determinado conjunto de variables ante innovaciones ortogonales al modelo. Esto la convierte en una metodología especialmente útil para comparar las reacciones de diversas variables (por ejemplo, el output y los precios) ante un determinado shock (por ejemplo, un shock de política monetaria).

En la herramienta VAR se da un tratamiento simétrico a todas las variables consideradas, en el sentido de que cada una de ellas se hace depender del mismo conjunto de regresores. La modelización VAR supone que la economía puede describirse adecuadamente a través de un sistema dinámico-lineal de la forma⁴:

$$AY_t = B(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde Y_t es un vector de dimensión $k \times 1$ de variables endógenas, donde k hace referencia al número de variables (endógenas) incluidas en el modelo; Y_{t-1} es un vector $k \times 1$ que contiene los valores retardados un período de las variables endógenas del sistema; ε_t es un vector de dimensión $k \times 1$ que contiene los términos de error de cada variable, que se suponen ruido blanco y que captura cualquier factor exógeno al sistema (shocks estructurales); A es

⁴ Sin que suponga pérdida de generalidad alguna, hemos omitido en el desarrollo del sistema los términos determinísticos.

una matriz cuadrada de dimensión $k \times k$ que contiene los parámetros estructurales de las variables endógenas contemporáneas; por último, $B(L)$ es un polinomio de grado p en el operador de retardos L , donde p es el número de retardos utilizados en el modelo⁵.

Debido a las relaciones de retroalimentación existentes en el sistema (1), estas ecuaciones no pueden ser estimadas directamente, pues las técnicas habituales de estimación requieren que los regresores no estén correlacionados con los términos de error. Sin embargo, si pre-multiplicamos por $\Phi = A^{-1}$ obtenemos la siguiente expresión:

$$Y_t = C(L)Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

donde $C(L) = \Phi B(L)$ y $e_t = \Phi \varepsilon_t$.

La expresión (2) es la representación VAR estándar, y como puede apreciarse no es más que la forma reducida de (1). Puesto que ahora no existen efectos contemporáneos entre las distintas variables del sistema y en la medida en que cada ecuación contiene el mismo conjunto de regresores, ahora sí podemos emplear la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) para estimar el sistema.

No obstante, es evidente que los resultados obtenidos de la estimación del sistema (2) no son suficientes para identificar el sistema inicial (1). De la estimación de la representación VAR estándar obtenemos pk^2 coeficientes estimados, más los $(k^2 + k)/2$ valores distintos de la matriz de varianzas y covarianzas del vector de términos de error (Σ)⁶. Sin embargo, la representación VAR inicial contiene $k^2 + pk^2$ coeficientes que han de ser estimados, más los k parámetros de la matriz de varianzas y covarianzas del

⁵ El operador de retardos (L) funciona de la siguiente manera: $L^n Y_t = Y_{t-n}$. Por tanto, $B(L)Y_{t-1} = B_0 Y_{t-1} + B_1 L Y_{t-1} + B_2 L^2 Y_{t-1} + \dots + B_p L^p Y_{t-1}$, donde todas las matrices son cuadradas de dimensión $k \times k$.

⁶ En principio, la dimensión de la matriz de varianzas y covarianzas del vector de términos de error, Σ , es $k \times k$. Sin embargo, al tratarse de una matriz simétrica (esto es, que $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$), contiene tan sólo $(k^2 + k)/2$ elementos distintos.

vector de perturbaciones $(\Omega)^7$. De todo esto se desprende que, a no ser que imponamos $(k^2 + k)/2$ restricciones en el sistema inicial, éste permanecerá sin estar plenamente identificado.

En este sentido, normalmente se supone que los elementos de la diagonal principal de la matriz A son iguales a la unidad, lo que nos da k restricciones más, quedándonos aún $(k^2 - k)/2$. Por tanto, el problema de identificación requiere de la imposición de alguna estructura en el sistema. La técnica de identificación tradicionalmente empleada es el método de descomposición de Cholesky, que impone una estructura recursiva que permite obtener las $(k^2 - k)/2$ restricciones que faltan. Esta forma de proceder implica que el valor contemporáneo de una variable endógena cualquiera del sistema no se ve afectado por el valor contemporáneo de todas aquellas variables endógenas que aparezcan en un orden superior al de aquella.

Resulta conveniente subrayar que, gracias a la imposición de esta estructura, ahora los términos de error (e_{it}) pueden descomponerse en shocks ortogonales (ε_{it}) , lo que nos permite estudiar la respuesta del sistema ante tales innovaciones estructurales (shocks no anticipados o impulsos). En efecto, puesto que el vector de los términos de error (e_t) es una combinación lineal del vector de perturbaciones (ε_t) de la forma

$$e_t = A^{-1}\varepsilon_t = \Phi\varepsilon_t$$

y dados los supuestos realizados sobre la estructura de la matriz A , en concreto, que

$$a_{ij} = 1, \forall a_{ij} / i = j \text{ (elementos de la diagonal principal iguales a la unidad)}$$

$$a_{ij} = 0, \forall a_{ij} / j > i \text{ (descomposición de Cholesky)}$$

resulta inmediato comprobar que

⁷ En principio, la dimensión de la matriz de varianzas y covarianzas del vector de perturbaciones, Ω , es $k \times k$. Sin embargo, al suponer que ε_t es a vector de perturbaciones ruido blanco no correlacionadas, Ω tan sólo tiene k elementos diferentes a estimar.

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ \vdots \\ e_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \Phi_{21} & 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \Phi_{n1} & \Phi_{n2} & \Phi_{n3} & \Phi_{n4} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

La estructura resultante es triangular, con todos los elementos situados encima de la diagonal principal iguales a cero, lo que posibilita una sencilla identificación de los shocks estructurales.

$$\begin{bmatrix} e_{1t} = \varepsilon_{1t} \\ e_{2t} = \Phi_{21}e_{1t} + \varepsilon_{2t} \\ e_{3t} = \Phi_{31}e_{1t} + \Phi_{32}e_{2t} + \varepsilon_{3t} \\ \dots \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} = e_{1t} \\ \varepsilon_{2t} = e_{2t} - \Phi_{21}e_{1t} \\ \varepsilon_{3t} = e_{3t} - \Phi_{31}e_{1t} - \Phi_{32}e_{2t} \\ \dots \end{bmatrix}$$

La representación general del modelo VAR que hemos escogido para identificar los shocks de política monetaria inducidos por el BE es como sigue:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(L) & B(L) \\ C(L) & D(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^X \\ \varepsilon_t^Y \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde Y_t es un vector que contiene las variables endógenas del sistema, todas ellas referidas al conjunto de la economía nacional: el índice de producción industrial, el índice de precios al consumo, el agregado monetario M3, el rendimiento de la deuda pública a largo plazo, el tipo de interés de los depósitos no transferibles a 3 meses y el tipo de cambio nominal de la peseta con respecto al marco alemán. Por su parte, X_t es un vector de variables exógenas, que incorporamos en el sistema para controlar por posibles shocks externos⁸. En él se incluyen, además de una constante y una tendencia, un indicador de los precios internacionales de las materias primas y un tipo de interés a corto de Alemania⁹.

Nuestra representación VAR ha sido estimada en niveles, lo que nos permite controlar la posible existencia de relaciones de cointegración. Todas las variables están expresadas en logaritmos, excepto el tipo de interés. Los datos

⁸ Suponer que X_t es un vector de variables exógenas, equivale a imponer sobre la estructura de nuestro sistema que tanto b como $B(L)$ son iguales a cero.

⁹ En el anexo 1, tabla 2, se detallan las variables y fuentes empleadas.

tienen una frecuencia mensual, y el periodo de estimación considerado se extiende desde enero de 1988 hasta diciembre de 1998. El cálculo de los test AIC y SC aconsejó una estructura de retardos igual a 2. Por último, el shock de política monetaria lo hemos identificado a través del método de descomposición de Cholesky, con las variables ordenadas tal y como fueron detalladas anteriormente^{10,11}.

Funciones de reacción

La metodología VAR, tal y como acabamos de señalar, ha jugado un papel decisivo en la evaluación del impacto de la política monetaria en el sistema económico. Ahora bien, no deja de padecer algunas limitaciones no sólo asociadas al método de valorar los shocks monetarios sino también a la hora de recoger ciertos comportamientos de las autoridades monetarias. En concreto, nos referimos a la actitud *forward-looking* que las teorías modernas de la política monetaria asignan a los bancos centrales (Clarida y otros, 1999 y Svensson, 1999). Bajo este comportamiento, el *policymaker* toma decisiones sobre la base de información esperada dentro de un número definido de meses o trimestres. Diversos autores se han decantado por esta perspectiva al evaluar la actuación de los bancos centrales bajo el razonamiento de que aproxima de manera más realista su comportamiento (Clarida y otros, 1998 y 2000, y María-Dolores, 2002).

En este apartado proponemos como función de reacción la siguiente regla de Taylor lineal, siguiendo desarrollos recientes en teoría monetaria (Taylor, 1993):

$$i_t^* = \bar{i} + \beta [E_t(\pi_{t+k}) - \pi^*] + \gamma E_t(x_{t+p}) \quad (4)$$

donde i^* es el tipo de intervención determinado por la autoridad monetaria, $\bar{i}$ el tipo de interés nominal de equilibrio de largo plazo, π es la tasa de inflación interanual, π^* la inflación objetivo y x el output gap (calculado como la

¹⁰ Hemos de recordar que al proceder de esta forma estamos suponiendo que las acciones no anticipadas de política monetaria no tienen un impacto contemporáneo sobre el output (índice de producción industrial) y los precios.

¹¹ En el anexo 1, gráfico 2, se presenta la respuesta estimada del IPI y del IPC nacionales tras un shock monetario.

diferencia entre el nivel de producción actual y su nivel potencial). E_t es el operador esperanza en función de la información disponible en el momento t . El parámetro β indica el grado de respuesta del banco central ante desviaciones de la tasa de inflación respecto a su nivel objetivo. Si este parámetro toma un valor inferior a la unidad, se dice que la autoridad monetaria toma una actitud acomodaticia respecto a la inflación. En caso contrario, se dice que la postura del banco central es activa en la medida en que un aumento de la inflación, se responde con un incremento del tipo de interés real. Por último, γ mide el grado de respuesta de la autoridad monetaria a variaciones del output gap, esperándose obtener un valor positivo.

La observación empírica ha destacado que el comportamiento actual de los bancos centrales a la hora de determinar sus tipos de interés está marcado por una tendencia al alisamiento de los mismos (*interest rate smoothing*), lo que puede ser resultado de diferentes circunstancias, entre las que destacan: la intención de no generar distorsiones en el buen funcionamiento de los mercados financieros, evitar la pérdida de credibilidad derivada de cambios bruscos en la política monetaria o la propia persistencia (autocorrelación) de los shocks económicos a los que responden los tipos de interés (Clarida y otros, 1998 y Castelnuovo, 2003).

Una forma sencilla de recoger este comportamiento es mediante la siguiente regla de ajuste parcial autorregresiva de primer orden:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho)i_t^* + u_t \quad (5)$$

La especificación incluye un shock aleatorio exógeno (u_t) sobre el tipo de interés, que suponemos se distribuye como un proceso aleatorio ruido blanco. La interpretación de este shock es un elemento clave en nuestra estrategia. Diversas alternativas han sido consideradas en diferentes trabajos empíricos entre las que se incluyen las siguientes (Clarida y otros, 1998 y Christiano y otros, 1999). El término u_t puede estar reflejando cambios en las preferencias de los bancos centrales, la incapacidad de controlar los tipos de interés cuando se producen shocks en los mercados de reservas o acciones de política monetaria intencionadas que difieren del comportamiento sistemático de la

autoridad monetaria. Este último concepto es especialmente relevante por dos motivos. En primer lugar, porque puede interpretarse como un movimiento de política monetaria exógeno e inesperado de la autoridad monetaria. En segundo lugar, porque muestra un gran parecido con el tipo de información extraída de la estimación de los VAR.

Explotando la hipótesis de las expectativas racionales y sustituyendo la expresión (4) en (5), obtenemos la siguiente especificación a estimar:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho)[\alpha + \beta \pi_{t+k} + \gamma x_{t+p} + \lambda X_t] + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde X representa un conjunto de variables observables que pueden afectar a las decisiones de tipo de interés, independientemente de su poder predictivo sobre la evolución de la inflación y el output gap, y entre las que se incluirían, por ejemplo, las variaciones del tipo de cambio o tipos de interés extranjeros. Por otra parte, el término constante integra los siguientes parámetros: $\alpha = \bar{i} - \beta \pi^*$.

El uso de la hipótesis de las expectativas racionales permite expresar las variables afectadas por el operador esperanza como sus valores observados, de modo que el término de error puede representarse por el siguiente proceso estocástico:

$$\varepsilon_t = u_t - (1-\rho)[\beta(\pi_{t+k} - E_t(\pi_{t+k})) + \gamma(x_{t+p} - E_t(x_{t+p}))] \quad (7)$$

integrado por el proceso estocástico u_t y los errores de predicción de la inflación y el output gap. Por último, denominaremos Ω_t a un vector de variables que representa el conjunto de información que emplea el banco central a la hora de predecir la evolución futura de la inflación y el output gap, pudiendo incorporar valores retardados de las propias variables de interés y valores contemporáneos y retardados de otras variables no correlacionadas con el término de error, ε_t .

Bajo este escenario, la expresión (6) puede ser estimada mediante el Método Generalizado de los Momentos (MGM), explotando el siguiente conjunto de condiciones de ortogonalidad:

$$E[\varepsilon_t / \Omega_t] = E[i_t - \rho i_{t-1} - (1-\rho)[\alpha + \beta \pi_{t+k} + \gamma x_{t+p} + \lambda X_t] / \Omega_t] = 0 \quad (8)$$

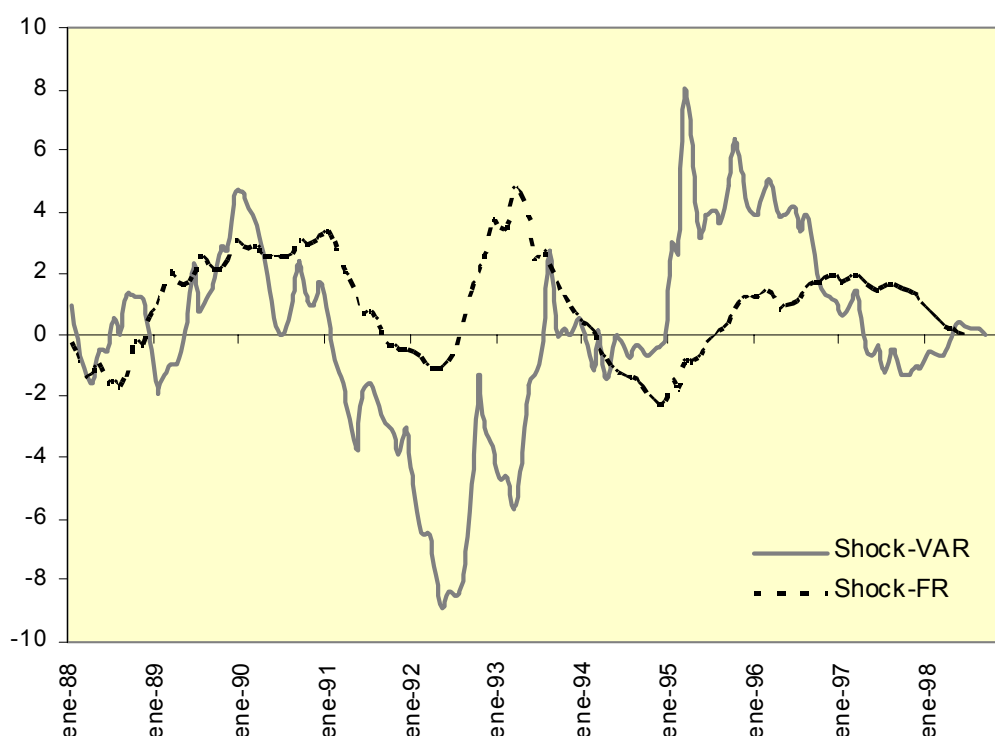
Debido a la posible existencia de problemas de heterocedasticidad y autocorrelación, se ha empleado el método de Newey y West en el cálculo de los errores estándar. Asimismo, se calcula el estadístico J de Hansen para controlar por la posibilidad de sobreidentificación.

Los resultados obtenidos se recogen en la tabla 2 (anexo 2). Se probaron diferentes horizontes de predicción aunque los mejores resultados se obtenían en los casos $k=3 \cap s=3$ y $k=6 \cap s=3$. Debido a la importancia que los acuerdos de tipo de cambio tuvieron durante el periodo analizado en la política monetaria española, parecía conveniente añadir en la función de reacción alguna variable que pudiera reflejar esta contingencia. Siguiendo a Clarida y otros (1998) y María-Dolores (2002) se probaron la variación del tipo de cambio nominal peseta/marco y el tipo de interés a corto plazo (3 meses) en el mercado monetario alemán (i_{AL})¹².

En el gráfico 1 se realiza una comparativa entre los shocks monetarios obtenidos a través de la metodología VAR (shock-VAR) y los derivados a partir de la función de reacción (shock-FR). En concreto, la representación se refiere en ambos casos al shock acumulado, que proporciona una imagen más estable de las decisiones exógenas de política monetaria. Los perfiles temporales mostrados por ambos shocks son bastante similares, aunque se observa una mayor volatilidad en el derivado bajo la metodología VAR. Tan sólo durante la tormenta monetaria experimentada por el Sistema Monetario Europeo (SME), a comienzos de la década de 1990, las dinámicas seguidas por uno y otro varían sustancialmente.

¹² El tipo de cambio nominal no resultó ser estadísticamente significativo en ninguna de las especificaciones probadas, mientras que los resultados obtenidos al utilizar el tipo de interés alemán aparecen recogidos en las dos últimas columnas de la tabla 2, del anexo 2. Como se observa, esta variable resulta ser estadísticamente significativa tan sólo cuando se asume el caso $k=6$ y $s=3$, por lo que tomamos esta especificación como preferida. Los resultados obtenidos pueden ser comparados con los de María-Dolores (2002) durante el periodo 1978-1998, aunque este autor emplea datos trimestrales. Las similitudes entre ambas estimaciones son apreciables aunque la estimación puntual de los parámetros difiere en cierta medida. Quizá la más llamativa sea el valor obtenido para el coeficiente asociado a la inflación, que en María-Dolores (2002) no supera la unidad. Sin embargo, esto puede ser el producto de su mayor muestra temporal, tal y como han apuntado Díaz-Roldán y Montero (2001).

Gráfico 1. Shocks monetarios



3.- Principales resultados

Una vez hemos derivado los shocks de política monetaria inducidos por el BE, el segundo paso consiste en analizar el impacto que éstos han podido tener sobre la actividad de las distintas CCAA españolas¹³. Para ello, siguiendo a Peersman y Smets (2002), estimamos la siguiente expresión que relaciona la evolución de la actividad económica en cada región con su comportamiento pasado y con el shock monetario acumulado:

$$\Delta\%ipi_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{12} \beta_j \cdot \Delta\%ipi_{i,t-j} + \gamma_i \cdot shock_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

donde $\Delta\%ipi_{i,t}$ es la tasa de crecimiento (mensual) del índice de producción industrial de la región i , $shock_t$ es el shock de política monetaria acumulado que hemos derivado en el epígrafe anterior, y $\varepsilon_{i,t}$ es un término de error. Debido a la posible existencia de correlación contemporánea entre las distintas

¹³ Debido a limitaciones en los datos, las estimaciones para las CCAA se realizan durante el periodo 1991:10 hasta 1998:12.

CCAA españolas, la expresión (9) se estimó mediante el método SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*).

Tabla 1. Respuesta de las regiones españolas ante un shock monetario (γ_i)

Shock-VAR		Shock-FR	
Murcia	0.021997	Baleares	0.010287
Castilla y León	0.014792	Extremadura	-0.030990
Andalucía	-0.006584	Castilla La Mancha	-0.040091 **
Aragón	-0.019528	Murcia	-0.085653
Navarra	-0.023198	Andalucía	-0.095427
Extremadura	-0.025744	Canarias	-0.174996
Valencia	-0.028113	Madrid	-0.179959
Asturias	-0.035881	Valencia	-0.268740 **
Galicia	-0.039448	Galicia	-0.272516 **
Baleares	-0.050667	Asturias	-0.294148 *
Castilla La Mancha	-0.055335	Aragón	-0.300449 **
Cataluña	-0.061508	Cataluña	-0.301526
Cantabria	-0.071186	Cantabria	-0.321438 **
País Vasco	-0.079731	Navarra	-0.348531 **
Madrid	-0.081038	País Vasco	-0.363661 **
Canarias	-0.110613 **	Castilla y León	-0.374329 **
La Rioja	-0.168794 ***	La Rioja	-0.650010 *
Test de Wald = 21,76 (0,151)		Test de Wald = 31,67 (0,011)	

*, ** y *** denotan que los coeficientes son estadísticamente significativos al 1, 5 y 10%, respectivamente.

En la tabla 1 aparecen recogidos los valores estimados de la respuesta de la tasa de crecimiento del IPI regional ante un shock monetario (γ_i). En ella las CCAA han sido ordenadas según su grado de sensibilidad ante los cambios inesperados operados en las condiciones monetarias. Tal y como puede apreciarse, los resultados varían significativamente para 8 de ellas (Castilla y León, Aragón, Navarra, Extremadura, Baleares, Castilla La Mancha, Madrid y Canarias) dependiendo de que utilicemos los shocks derivados del modelo VAR (shock-VAR) o de la función de reacción (shock-FR). Para las 9 CCAA restantes, sin embargo, los resultados muestran una regularidad notable. En concreto, podemos distinguir tres grupos. Murcia y Andalucía destacan por ser las regiones españolas que muestran una menor sensibilidad ante los impulsos de política monetaria. Valencia, Asturias y Galicia aparecen en una posición

intermedia. Por último, Cantabria, Cataluña, País Vasco y La Rioja se caracterizan por presentar una mayor respuesta ante los shocks monetarios.

Con todo, los resultados obtenidos parecen indicar que existen diferencias en cuanto a la sensibilidad que muestran las distintas CCAA ante los impulsos de política monetaria, lo que podría interpretarse como un resultado de la existencia de asimetrías en el mecanismo de transmisión monetaria a nivel nacional. Para valorar formalmente esta posibilidad, hemos calculado el test de Wald bajo la hipótesis nula de igualdad de la respuesta de la actividad económica en cada región a los shocks monetarios. Los resultados obtenidos (tabla 1) sugieren el rechazo de la hipótesis nula cuando se emplea el shock-FR, no pudiéndose aceptar esta misma condición en el caso del shock-VAR.

4.- Conclusiones

El proceso de configuración de la UME ha venido acompañado de un creciente interés en el análisis de los efectos asociados a la implementación de la política monetaria única sobre las economías de los distintos países de la zona euro. La evidencia empírica disponible indica que éstas aún presentan notables diferencias en sus respectivas estructuras económica, financiera e institucional, lo que induce a pensar en la más que probable existencia de asimetrías en el mecanismo de transmisión de la política monetaria única. La constatación de este hecho ha ocasionado la aparición de un importante volumen de trabajos empíricos en los que se trata de cuantificar el orden de magnitud de las asimetrías en el mecanismo de transmisión monetaria entre los distintos Estados miembros. Sin embargo, el número de trabajos que han abordado esta misma cuestión a nivel regional es ostensiblemente menor.

En esta comunicación hemos partido de la consideración de que el análisis de las asimetrías que la política monetaria tiene a nivel regional nos permite enfocar esta cuestión desde otra perspectiva, relativizando en cierta medida el énfasis que se ha puesto en las asimetrías existentes en los mecanismos de transmisión entre los distintos países de la zona euro. En concreto, si encontrásemos evidencia de que en uniones monetarias plenamente consolidadas, como podría ser el caso de la economía española, las

actuaciones del banco central se transmiten de forma diferenciada de una región a otra, es más que evidente que para el caso de la recién creada UME cabe esperar la existencia de unas asimetrías mucho más pronunciadas. Por este motivo, en este trabajo presentamos evidencia empírica sobre el impacto que las actuaciones del BE ha tenido sobre las CCAA españolas durante el periodo 1988-98. Además, esta forma de proceder puede ser útil para analizar hasta qué punto cabe esperar que el propio proceso integrador reduzca las diferencias en el mecanismo de transmisión en los diferentes países y, por tanto, en las respuestas a las acciones de política monetaria.

Para tal fin hemos seguido una estrategia en dos etapas. En la primera de ellas hemos identificado los shocks de política monetaria a través de dos técnicas diferentes: la metodología VAR y la estimación de una función de reacción. Una vez identificados los impulsos de política monetaria, en la segunda etapa hemos analizado el impacto que aquellos han tenido sobre la actividad económica de las distintas CCAA españolas. Los resultados obtenidos en este trabajo señalan la existencia de diferencias en la respuesta de la producción (IPI) de las distintas CCAA españolas ante un shock de política monetaria común, sugiriendo la existencia de asimetrías regionales en la transmisión de la política monetaria. La constatación de este hecho ha sido interpretado por algunos autores como una señal del riesgo potencial al que se enfrentan los países participantes de la UEM (véase, por ejemplo, Ramos y otros, 2002). Nosotros creemos, sin embargo, que la evidencia aportada permite enfocar desde otra perspectiva los resultados derivados de otros trabajos centrados en el impacto sobre las economías de los países miembros de la UME, relajando en algo la importancia normalmente concedida a la existencia de tales asimetrías entres ellos. Si en una unión plenamente consolidada, como ha sido la economía española durante el período analizado, los efectos de las acciones del banco central no se han distribuido uniformemente entre sus regiones, es de esperar que en la recientemente creada UME las asimetrías sean aún mayores.

Anexo-1

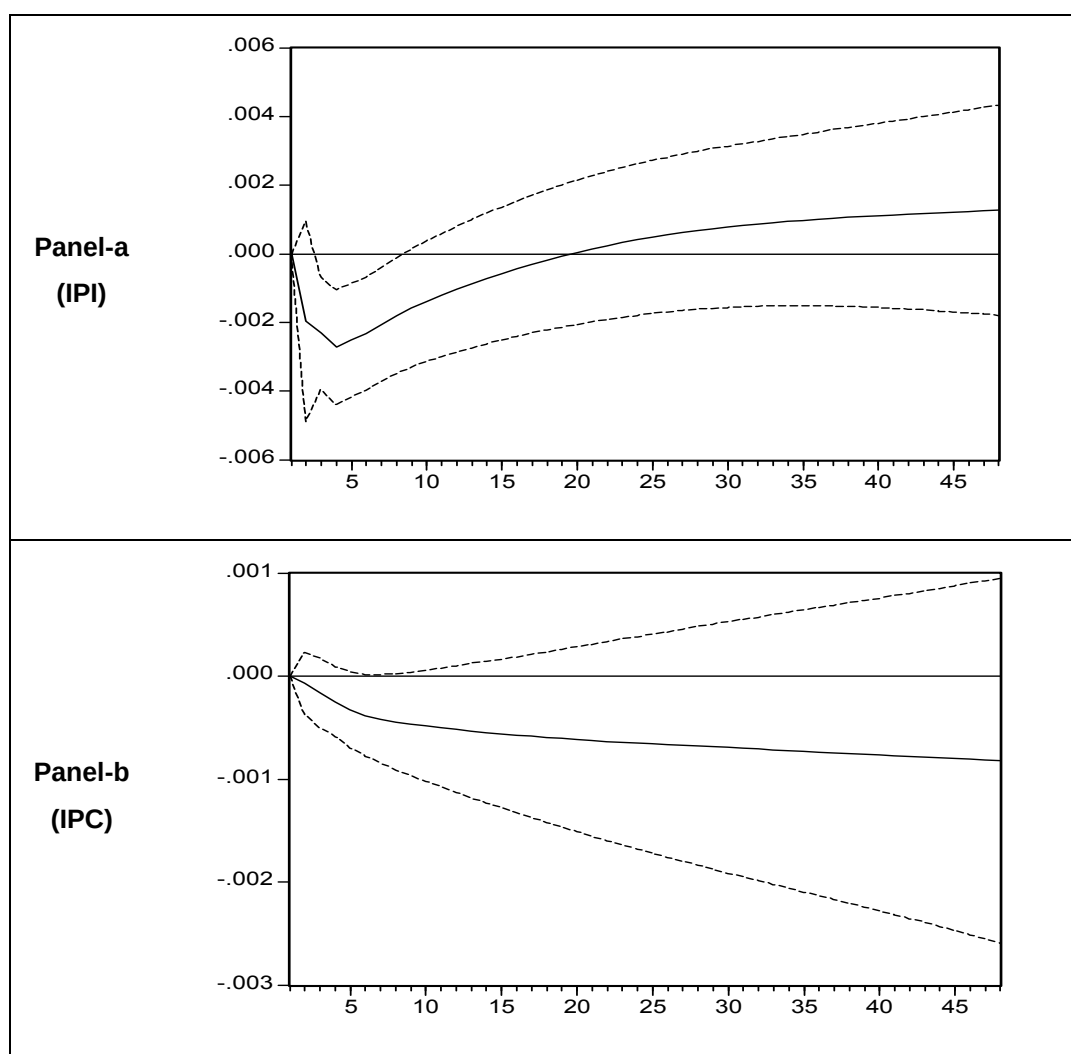
Tabla-2. Variables utilizadas en la estimación del modelo VAR-nacional

(Frecuencia de los datos: mensual; Período muestral: enero de 1988 – diciembre de 1998)

Variable	Fuente
Índice de producción industrial	BE
Índice de precios al consumo	BE
M3	BE
Rendimiento de la deuda pública. Largo plazo	BE
Tipo de interés de depósitos no transferibles a 3 meses	BE
Tipo de cambio nominal de la peseta con respecto al marco	OCDE
Índice de precios internacional de las materias primas	Watson, 2001
Tipo de interés interbancario alemán (3 meses)	BE

Gráfico-2. Respuesta del Índice de Producción Nacional (IPI) y del Índice de Precios al Consumo (IPC) ante un shock monetario

(Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.)



Nota: Las estimaciones fueron realizadas con el paquete estadístico Eviews.

Anexo-2

Tabla-3. Resultados de la estimación de la función de reacción del Banco de España

	k = 3 s = 3	k = 6 s = 6	k = 12 s = 12	k = 6 s = 3	k = 12 s = 3	k = 12 s = 6	k = 3 s = 3 $X = i_{AL}$	k = 6 s = 3 $X = i_{AL}$
ρ	0,905**	0,949**	0,973**	0,924**	1,006**	1,002**	0,898**	0,897**
α	-0,485	-2,015	-0,249	-1,943*	33,049	81,290	-0,414	-1,204
β	2,054**	2,556**	1,532**	2,252**	-0,700	-4,583	1,895**	1,523**
γ	0,223**	0,088	-0,337*	0,423**	-2,662	-3,986	0,205**	0,226**
λ	-	-	-	-	-	-	0,122	0,561**
R^2	0,986	0,985	0,982	0,983	0,982	0,982	0,986	0,985
S.E.	0,419	0,424	0,444	0,458	0,439	0,443	0,419	0,433
J-test	17,12 [0,998]	17,32 [0,998]	16,69 [0,998]	17,60 [0,997]	17,22 [0,998]	17,39 [0,997]	16,99 [0,997]	17,75 [0,995]

Notas: Las estimaciones fueron realizadas con el paquete estadístico Eviews.

* y ** implican que una variable es significativa al 5 y 1%, respectivamente.

Como instrumentos se emplearon las siguientes variables: constante, i_{t-1} , i_{t-2} , i_{t-3} , i_{t-4} , i_{t-5} , i_{t-6} , i_{t-9} , i_{t-12} , π_{t-1} , π_{t-2} , π_{t-3} , π_{t-4} , π_{t-5} , π_{t-6} , π_{t-9} , π_{t-12} , X_{t-1} , X_{t-2} , X_{t-3} , X_{t-4} , X_{t-5} , X_{t-6} , X_{t-9} , X_{t-12} , q_{t-1} , q_{t-2} , q_{t-3} , q_{t-4} , q_{t-5} , q_{t-6} , q_{t-9} , q_{t-12} , m_{t-1} , m_{t-2} , m_{t-3} , m_{t-4} , m_{t-5} , m_{t-6} , m_{t-9} , m_{t-12} . Donde q es la variación del tipo de cambio nominal peseta/marco y m la tasa de crecimiento de la oferta monetaria (M3).

Junto con los estadístico J se incluye la probabilidad de aceptación de la hipótesis nula.

5.- Bibliografía

- Arnold, I.J.M. y E.B. Vrugt (2002): "Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands", *International Journal of Business and Economics*, vol.1, nº 2, 123-134.
- Castelnuovo, E. (2003): "Describing the Fed's conduct with Taylor rules: is interest rate smoothing important?", ECB Working Paper nº 232, mayo.
- Christiano, L.; Eichenbaum, M. y Evans, C. (1999): "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?", Chapter 2 in Taylor, J. y Woodford, M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science Publishers, New York.
- Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1998): "Monetary policy rules in practice: some international experience", *European Economic Review*, vol. 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (1999): "The science of monetary policy: a new Keynesian perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, nº 4, pp. 1661-1707.
- Clarida, R.; Galí, J. y Gertler, M. (2000): "Monetary policy rules and economic stability: evidence and some theory", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CXV, issue 1, pp. 147-180.
- De Lucio, J.J. y Mario Izquierdo (1999): "Local Responses to a Global Monetary Policy: The Regional Structure of Financial Systems", FEDEA, Documento de Trabajo 99-14, septiembre.
- Díaz-Roldán, C. y Montero, A. (2001): "Las reglas de política monetaria en la actuación del Banco de España: 1978-1998", FEDEA, Estudios Economía Española nº 97, abril.
- Guiso, L., A.K. Kashyap, F. Panetta y D. Terlizzese (1999): "Will a Common European Monetary Policy Have Asymmetric Effects?", Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives, cuarto trimestre, 56-75.
- Kieler, M. y T. Saarenheimo (1998): "Differences in Monetary Policy Transmission? A Case not Closed", European Commission, Economic Paper, nº 132.
- María-Dolores (2002): "Asymmetries in the cyclical effects of monetary policy on output: some European evidence", FEDEA, Documento de Trabajo DEFI nº 02-04, mayo.

- Meltzer, A.H. (1995), "Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), otoño, 49-72.
- Mishkin, Frederic S. (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), otoño, 3-10.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995): "The Mirage of Fixed Exchange Rates", *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), otoño, 73-96.
- OECD (1999): "*EMU: Facts, Challenges and Policies*", OECD: París.
- Peersman, G. y F. Smets (2002): "The Industry Effects of Monetary Policy in the Euro Area", *ECB Working Paper n° 165*, Agosto.
- Ramos, R., M. Clar y J. Suriñach (2002): "Efectos Regionales de la Política Monetaria: Implicaciones para los Países de la Zona Euro", *Document de Treball de la Divisió II E02/76*.
- Suardi, M. (2001): "EMU and Asymetries in the Monetary Policy Transmission", *European Economy, Economic Papers*, n° 157.
- Svensson, L. (1999): "Monetary policy issues for the Eurosystem", *IIES Seminar Paper n° 667*, Mayo.
- Taylor, J.B. (1993): "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-214.
- Taylor, J.B. (1995): "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework", *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), otoño, 11-26.