

## FUENTES DE VARIABILIDAD EN LAS PRINCIPALES ECONOMÍAS OCCIDENTALES

PEDRO JOSÉ PÉREZ VÁZQUEZ

*Universitat de València*

*En este trabajo se analiza la importancia relativa de los shocks de demanda y de oferta en los países del G7 más España y Suiza, mediante la técnica de los modelos VAR estructurales. Al encontrarse una relación de cointegración entre PIB e inflación, se estima un modelo VECM para cada país, reduciéndose de esta forma el número de restricciones necesarias para identificar las perturbaciones. Los resultados obtenidos señalan un importante papel de los shocks de oferta en la variabilidad del PIB, incluso en el corto plazo. Al ampliar el sistema con una magnitud monetaria los resultados son fundamentalmente similares.*

*Palabras clave: VECM, perturbaciones de demanda versus perturbaciones de oferta.*

(JEL C32, E37, E30)

### 1. Introducción

A pesar de que uno de los principales temas de estudio y discusión en Macroeconomía son los ciclos económicos, no existe todavía consenso en cuanto al origen o causas principales de las fluctuaciones económicas. Desde el punto de vista de los modelos reales del ciclo, en los que hay información perfecta y los mercados se vacían, los ciclos son fundamentalmente el resultado de *shocks* exógenos en la tecnología. Por el contrario los nuevos modelos keynesianos siguen viendo en los *shocks* de demanda una fuente importante en la generación de las fluctuaciones. Por tanto, una cuestión importante a determinar es si los ciclos son causados fundamentalmente por *shocks* de oferta o de demanda.

El autor quiere agradecer los comentarios de Francisco Goerlich y Javier Andrés. Este trabajo ha recibido el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2002-03375) y de la Conselleria Valenciana de Innovación y Competitividad (CTIDIB/2002/209).

Precisamente ese es el objetivo de este trabajo: cuantificar la importancia relativa de los *shocks* de demanda y de oferta en los ciclos de los países del G-7 más España y Suiza.

Los modelos vectoriales autorregresivos (VAR), constituyen una herramienta relativamente nueva en el campo de la macroeconomía aplicada. A partir del artículo de Sims (1980), los modelos VAR han gozado de una creciente popularidad que los ha convertido en una de las herramientas más utilizadas para identificar distintos tipos de perturbaciones y aislar sus efectos. Son numerosos los trabajos que han utilizado este enfoque para identificar los efectos de distintos tipos de *shocks*, entre ellos los de Blanchard y Quah (1989), Shapiro y Watson (1988), King y otros (1991), Bergman (1996), o en el contexto de la economía española los recientes trabajos de Dolado y López-Salido (2000) y Balmaseda y otros (2000). En este trabajo se utiliza un refinamiento de esta metodología; concretamente se estima un modelo VAR con restricciones de cointegración, o modelo VECM.

Dado el elevado número de países se comienza el análisis con un conjunto de dos variables (inflación y producto real); sin embargo, los resultados obtenidos con los modelos bivariantes conducirán a ampliar el modelo con una magnitud monetaria. Los resultados obtenidos tanto para el modelo bivariante como el trivariante asignan una gran importancia a los *shocks* permanentes, que se interpretarán como una combinación de *shocks* de oferta y monetarios, en la variabilidad del PIB incluso en el corto plazo.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la Sección 2 se realiza un breve resumen de la metodología VAR, así como del método de identificación utilizado cuando existen relaciones de cointegración entre las variables. La Sección 3 describe el análisis empírico llevado a cabo y se exponen los resultados. Finalmente, se presentan las principales conclusiones del trabajo.

## **2. Identificación de las fuentes de variabilidad mediante modelos VAR**

Los modelos VAR estructurales suponen implícitamente que la dinámica de un conjunto de variables ( $x_t$ ) integradas de orden 1 está gobernada por un conjunto de *shocks* ortogonales entre sí, llamados *shocks*

estructurales. Formalmente, el vector de variables de interés tiene una representación vectorial en medias móviles del tipo:

$$\Delta x_t = \delta + K(L) \varepsilon_t \quad [1]$$

con  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_N$ , y donde  $K(L)$  es un polinomio en el operador de retardos, siendo  $\varepsilon_t$  el vector  $(N \times 1)$  de perturbaciones o *shocks* estructurales. La metodología VAR es hoy en día ampliamente conocida. Una revisión de la historia y los desarrollos recientes de esta literatura puede encontrarse en Amisano y Giannini (1996).

Factorizando [1] e integrando se obtiene la siguiente representación para los niveles de las variables  $x_t$ :

$$x_t = x_0 + \delta t + K(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + K^*(L) \varepsilon_t \quad [2]$$

Si entre las variables del sistema existen  $r$  relaciones de cointegración entonces la matriz  $K(1)$  será de rango reducido; de forma que las variables comparten  $k = (N - r)$  tendencias estocásticas comunes, por lo que sólo habrán  $k$  *shocks* que tengan efectos permanentes en los niveles de las variables. Formalmente, la existencia de cointegración implica una serie de restricciones sobre la representación [2] de forma que pueda expresarse como:

$$x_t = x_0 + \delta t + A\tau_t + K^*(L) \varepsilon_t \quad [3]$$

con  $\tau_t = \tau_{t-1} + \phi_t$ ; y siendo  $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \phi_t(k \times 1) \\ \psi_t((N-k) \times 1) \end{bmatrix}$ , donde  $\phi_t$  son los  $k$  *shocks* con efectos permanentes y  $\psi_t$  son los  $(N - k)$  *shocks* transitorios. La matriz  $A$  es una matriz  $(N \times k)$  que recoge los efectos de largo plazo de los *shocks* permanentes. La ecuación [3] es la forma habitual de expresar un modelo estructural de tendencias comunes.

El objetivo perseguido es obtener una estimación del polinomio  $K(L)$ , el cual proporcionará las respuestas de las distintas variables a cada uno de los *shocks*. Sin embargo, los *shocks* estructurales no son observables y, por lo tanto, el modelo [1] no es directamente estimable. Ante este problema la estrategia que se sigue es estimar una forma reducida para el vector de variables (el modelo VAR) y a partir de ella recuperar el modelo estructural.

Mediante la inversión del polinomio autorregresivo del modelo VAR, es posible obtener representación de Wold para el vector de variables:

$$\Delta x_t = \mu + B(L) v_t \quad [4]$$

con  $B(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i L^i$ , siendo  $B_0 = I$ , y  $E(v_t v_t') = \Omega$ . La representación para los niveles de las variables vendrá dada por:

$$x_t = x_0 + \mu t + B(1) \sum_{s=0}^{\infty} v_{t-s} + B^*(L) v_t \quad [5]$$

Si se dan las condiciones de invertibilidad, se podrá obtener una estimación del polinomio  $B(L)$ . Sin embargo,  $B(L)$  proporciona las respuestas de las variables ante las innovaciones, que no tienen una interpretación estructural. Partiendo de una estimación del modelo [4], interpretado como una forma reducida, es posible recuperar el modelo estructural [1] mediante la imposición de una serie de restricciones de identificación que sean coherentes con el modelo [1].

La estrategia habitual consiste en comenzar el análisis estimando un VAR con las variables en primeras diferencias, pero si entre el conjunto de variables existen  $r$  relaciones de cointegración, ésta no es la forma correcta de proceder, pues estimar un modelo VAR en diferencias hace que se pierda la información sobre las relaciones de largo plazo. Ante este problema, Lütkepohl y Reimers (1992) proponen comenzar el análisis mediante un modelo VAR con las variables en niveles y proponen un algoritmo que permite invertir el polinomio autorregresivo. Este modo de proceder tiene un problema: al no imponerse explícitamente las restricciones de cointegración, éstas sólo se satisfarán asintóticamente. Para superar este problema, el análisis debe comenzarse con un VAR que incorpore las restricciones de cointegración, es decir, un VECM tal como:

$$A^*(L) \Delta x_t = \mu - A(1) x_{t-1} + v_t \quad [6]$$

Cuando existen relaciones de cointegración, la matriz  $A(1)$  tiene rango reducido y puede factorizarse como  $A(1) = \gamma \alpha'$ , siendo  $\alpha' x_t$  las relaciones de cointegración.

Si las variables  $x_t$  admiten una representación mediante un modelo VECM, entonces, tal como mostraron Stock y Watson (1988), la matriz  $B(1)$  en [5] tiene rango  $k = (N - r)$ . En este caso, el comportamiento de largo plazo de las variables es una combinación lineal de  $k$  paseos aleatorios, por lo que la representación [5] recibe el nombre de modelo de tendencias comunes, y puede verse como una forma reducida del modelo [3].

Utilizar la representación VECM presenta el problema de que las técnicas de inversión estándar no son aplicables, lo que dificulta la obten-

ción de [5], a partir del cual identificar el modelo estructural [3]. Una propuesta para solucionar este problema en el caso de dos variables y una relación de cointegración la dieron Campbell y Shiller (1988). Su propuesta consiste en utilizar una representación alternativa al VECM que facilita la inversión del polinomio autorregresivo. A esta nueva representación se la conoce como modelo VAR restringido e incorpora directamente, al igual que la representación VECM, las relaciones de cointegración, por lo que, al mismo tiempo que se superan las ineficiencias de la propuesta de Lütkepohl y Reimers (1992), se facilita la inversión del polinomio autorregresivo. La propuesta de Campbell y Shiller (1988) fue generalizada por Warne (1993).

Para derivar la representación RVAR o modelo VAR restringido, se necesita definir una serie de matrices. Sea  $M$  una matriz no singular ( $N \times N$ ), tal que  $M = [H'_k \alpha]'$ . Definamos además una matriz  $\Psi^*$  ( $N \times N$ ), como  $\Psi^* = [0 \gamma]$ ; y sean  $Z(L)$  y  $Z_\perp(L)$  polinomios matriciales definidos por:

$$Z(L) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix} \quad Z_\perp(L) = \begin{bmatrix} (1-L)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}.$$

Warne (1993) demostró que si y sólo si el conjunto de variables  $x_t$  está cointegrado (1,1) con rango de cointegración  $r$ , entonces existe una representación como:

$$P(L)y_t = \theta + \eta_t, \tag{7}$$

donde  $P(L) = M [A^*(L) M^{-1} Z(L) + \Psi^* L]$ , y siendo  $y_t = Z_\perp(L) M x_t$ . La representación [7] es estacionaria y se la conoce como modelo VAR restringido. Para obtener los primeros  $k$  elementos de  $y_t$  siempre es posible definir  $H_k$  como  $H_k = \alpha'_\perp$ , donde  $\alpha'_\perp \alpha = 0$ .

Dados los vectores de cointegración, todos los demás parámetros de [7] se obtienen mediante estimación mínimo cuadrática. Una vez estimada la representación RVAR, se podrá obtener fácilmente la representación de Wold [4], pues  $B(L) = M^{-1} Z(L) P(L)^{-1} M$ .

El polinomio  $B(L)$  proporciona la respuesta de las variables ante las innovaciones, pero el objetivo es conocer las respuestas de las variables a los *shocks* estructurales, por lo tanto, queda por identificar el modelo estructural. El hecho de que haya  $r$  relaciones de cointegración va a modificar el número mínimo de restricciones necesario para identificar el modelo estructural [3].

En primer lugar, se analizará la identificación de la matriz  $A$  en [3], la cual indicará los efectos de largo plazo de los *shocks* permanentes. Co-

mo las relaciones  $\alpha' x_t$  son estacionarias se debe cumplir que  $\alpha' A = 0$ . Lo cual, dado  $\alpha$ , impone  $(r \times k)$  restricciones en los  $(N \times k)$  elementos de  $A$ . Adicionalmente, comparando los modelos [3] y [5] se tiene que  $B(1)v_t = A\varepsilon_t$ ; y recordando que  $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = I_N$ , se satisface la siguiente relación:  $B(1)\Omega B(1)' = AA'$ ; por lo que dadas las estimaciones de  $B(1)$  y de  $\Omega$ , esta igualdad resulta en  $k(k+1)/2$  nuevas restricciones en  $A$ . Por lo tanto, para identificar los  $(N \times k)$  elementos de  $A$ , son necesarias  $k(k-1)/2$  restricciones adicionales. Es decir, si hubiesen dos *shocks* permanentes sería necesaria solamente una restricción. Si además de identificar  $A$ , se pretende obtener las respuestas de las variables a los *shocks* estructurales, es decir, el polinomio  $K(L)$  de [1], se necesitarán un mayor número de restricciones. Para ello, supongamos que los *shocks* estructurales son una combinación lineal de las innovaciones, de forma que  $\varepsilon_t = \Gamma v_t$ . Así, se podría expresar la representación de Wold [4] del siguiente modo:

$$\Delta x_t = \mu + B(L)v_t = \mu + B(L)\Gamma^{-1}\varepsilon_t \quad [8]$$

de forma que  $B(L)\Gamma^{-1}$  recoge los efectos de los *shocks* estructurales, es decir,  $B(L)\Gamma^{-1} = K(L)$ .

Queda por determinar la obtención de la matriz  $\Gamma$  que relaciona los *shocks* estructurales con las innovaciones. De [8] se tiene que los *shocks* permanentes  $\phi_t = (AA')^{-1}A'B(1)v_t$ . Entonces, puede definirse la matriz,  $\Gamma_k = (A'A)^{-1}A'B(1)$ , de forma que  $\Gamma = [\Gamma_k' \Gamma_r']'$ . Así, se tiene parte de la matriz  $\Gamma$  identificada mediante la relación existente entre los *shocks* permanentes y las innovaciones.

La determinación de  $\Gamma_r$ , matriz que relaciona los *shocks* estructurales transitorios con las innovaciones, se hará de forma que se satisfagan ciertas propiedades. En primer lugar que los *shocks* permanentes y transitorios estén incorrelados, es decir:

$$E(\phi_t\Psi_t) = (A'A)^{-1}B(1)\Omega\Gamma_r' = \Gamma_k\Gamma_r' = 0. \quad [9]$$

Como  $B(1)\gamma = 0$  (Engle y Granger (1987)) entonces, la matriz  $\Gamma_r = Q^{-1}\omega'\Omega^{-1}$  satisfará la relación [9], siendo  $\omega = \gamma\vartheta$ , con  $\vartheta$  una matriz  $(r \times r)$  no singular.

La matriz  $Q(r \times r)$  se fijará de forma que la matriz de covarianzas de los *shocks* transitorios dada en [10], sea la identidad:

$$E(\Psi\Psi_t') = \Gamma_r\Omega\Gamma_r' = Q^{-1}\omega'\Omega^{-1}\omega(Q^{-1})' = I_N. \quad [10]$$

Para ello, los elementos de  $Q$  pueden obtenerse de la descomposición de Choleski de la matriz  $\omega'\Omega^{-1}\omega$ . Es decir  $Q$  se obtiene de la siguiente relación:  $QQ' = \omega'\Omega^{-1}\omega$ , por lo que  $Q$  será triangular inferior. Hay que destacar que este modo de identificar la matriz  $\Gamma_r$ , no proporciona necesariamente una interpretación económica de los *shocks* transitorios ( $\Psi_t$ ), pero sí es suficiente para determinar las funciones de impulso respuesta de los *shocks* permanentes.

Para tratar de dar una interpretación económica a los *shocks* transitorios, se debería ser más específico en la determinación de  $Q$ , aunque su estructura será irrelevante en la determinación del papel de los *shocks* permanentes. Para ello se deben imponer restricciones sobre la matriz  $\omega = \gamma\vartheta$ . Estas restricciones tendrán implicaciones sobre la respuesta contemporánea de las variables  $x_t$  ante los *shocks* transitorios ( $\Psi_t$ ), pues, como muestra Warne (1993), la respuesta contemporánea de  $x_t$  ante los *shocks* transitorios viene dada por  $\gamma\vartheta(Q')^{-1}$ . De esta forma, imponiendo una estructura apropiada en  $\vartheta$  (dados  $\gamma$  y  $Q$ ) podemos imponer que algunas variables no respondan contemporáneamente a ciertos *shocks*. En general, para identificar exactamente los *shocks* transitorios es suficiente considerar  $r(r-1)/2$  restricciones de cero en  $\vartheta$ , pues hay  $r^2$  elementos en  $\vartheta$  y [10] impone  $r(r+1)/2$  restricciones.

En resumen, cuando entre las variables existen relaciones de cointegración, la identificación de modelos VAR se complica técnicamente, pero también da lugar a ventajas a la hora de la identificación de los distintos *shocks*. Al ser posible separar el problema de identificar los efectos de los *shocks* permanentes de los de los transitorios se reduce el número de restricciones necesarias para identificar el modelo estructural. Así, para identificar los *shocks* permanentes son necesarias  $k(k-1)/2$  restricciones de largo plazo en la matriz  $A$ , mientras que para identificar los *shocks* transitorios se necesitan  $r(r-1)/2$ . En cualquier caso, son un número menor que en el caso de no existir relaciones de cointegración, cuando son necesarias  $N(N-1)/2$  restricciones. Concretamente, el número de restricciones necesarias se reduce en  $(N-k)(N-r)$ .

### 3. Análisis empírico

El análisis empírico se realiza para los países pertenecientes al G-7 más España y Suiza. Los datos, que son trimestrales y están desestacionalizados, proceden de la base de datos "Main Economic Indicators" de la OCDE. El periodo muestral abarcará desde 1970:1 hasta 1994:1. En un primer análisis se restringe el conjunto de información a dos

variables: la producción real y los precios. Posteriormente, se amplía el sistema con una variable más: la cantidad nominal de dinero.

### 3.1. Sistema bivalente (PIB e inflación)

Con un modelo bivalente, formado por el PIB y la tasa de inflación, será posible identificar para cada país dos tipos de *shocks*. La producción real es la variable objeto principal de interés, e incluir los precios permite una especie de contraste sobre los resultados, pues, como mínimo, el *shock* identificado como de oferta debería provocar los efectos que se esperan de éste. Es decir, que ante un *shock* de oferta positivo aumente la producción y desciendan los precios. Como medida de producción se utilizará el logaritmo del PIB y como medida de los precios el logaritmo del deflactor del PIB, concretamente, se utilizará la primera diferencia de esta variable, es decir, la inflación.

CUADRO 1  
Análisis de cointegración (modelo bivalente)

	(H <sub>0</sub> : r = 0)	(H <sub>0</sub> : r = 1)	Vector de cointegración <sup>a</sup>
ESP (p=5)	LR <sub>max</sub> = 15,39* LR <sub>traza</sub> = 15,45*	LR <sub>max</sub> = 0,06 LR <sub>traza</sub> = 0,06	[0,062 1]
FRA (p=3)	LR <sub>max</sub> = 13,06* LR <sub>traza</sub> = 15,43*	LR <sub>max</sub> = 2,37 LR <sub>traza</sub> = 2,37	[0,060 1]
GBR (p=3)	LR <sub>max</sub> = 15,98* LR <sub>traza</sub> = 16,12*	LR <sub>max</sub> = 0,14 LR <sub>traza</sub> = 0,14	[0,061 1]
EE.UU. (p=3)	LR <sub>max</sub> = 15,67* LR <sub>traza</sub> = 15,72*	LR <sub>max</sub> = 0,05 LR <sub>traza</sub> = 0,05	[0,023 1]
ITA (p=5)	LR <sub>max</sub> = 12,74* LR <sub>traza</sub> = 14,94*	LR <sub>max</sub> = 2,20 LR <sub>traza</sub> = 2,20	[0,073 1]
RFA (p=4)	LR <sub>max</sub> = 14,62* LR <sub>traza</sub> = 15,00*	LR <sub>max</sub> = 0,38 LR <sub>traza</sub> = 0,38	[0,015 1]
CAN (p=5)	LR <sub>max</sub> = 20,64* LR <sub>traza</sub> = 22,17*	LR <sub>max</sub> = 1,53 LR <sub>traza</sub> = 1,53	[0,049 1]
JPN (p=4)	LR <sub>max</sub> = 18,20* LR <sub>traza</sub> = 20,77*	LR <sub>max</sub> = 2,67 LR <sub>traza</sub> = 2,67	[0,035 1]
SUI (p=5)	LR <sub>max</sub> = 15,76* LR <sub>traza</sub> = 16,02*	LR <sub>max</sub> = 0,26 LR <sub>traza</sub> = 0,26	[0,020 1]

<sup>a</sup> Vector de cointegración normalizado en el coeficiente de la inflación.

\* Denota rechazo al 10%. Valores críticos (90%): (r=0) LR<sub>max</sub> = 10,60; LR<sub>traza</sub> = 13,31 // (r=1) LR<sub>max</sub> = 2,71; LR<sub>traza</sub> = 2,71.



Para determinar las propiedades estadísticas de las series se utilizará el enfoque introducido por Johansen (1988 y 1991), en el que se contrastan las posibles relaciones de largo plazo en un modelo VECM, como [6], donde el conjunto de variables será  $x_t = (\text{PIB}_t, \text{Inflación}_t)'$ . Como el método propuesto por Johansen presupone que el proceso estocástico sólo contiene variables  $I(0)$  o  $I(1)$ , se contrastó previamente que ninguna de las series de producción fuese  $I(2)$ . Los resultados, no mostrados por razones de espacio, permiten rechazar para todos los países la hipótesis de dos raíces en el PIB.

Para cada país se determinó el número de retardos a incluir en el VECM mediante contrastes de razón de verosimilitud; utilizando estos contrastes, se seleccionaron tres retardos para EE.UU., GBR y Francia, cuatro en Alemania y Japón y cinco en Canadá, España, Italia y Suiza. Adicionalmente, se contrastó mediante estadísticos de Ljung-Box si existía correlación serial en los residuos de las ecuaciones de cada país, y en ningún caso se encontró evidencia de autocorrelación, por lo que se consideró que el orden especificado para los modelos era adecuado.

Los resultados mostrados en el Cuadro 1, indican que para todos los países puede aceptarse la existencia de un vector de cointegración entre el PIB y la inflación. El vector de cointegración estimado, muestra para todos los países una relación negativa de largo plazo entre PIB e inflación. Como se aprecia en el Cuadro 1, los vectores de cointegración estimados están próximos a ser del tipo  $[0, 1]$ . Esta hipótesis puede contrastarse tal como se muestra en Johansen (1991). Los contrastes estarán condicionados a la existencia de un vector de cointegración, y el estadístico se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad. Si se aceptase que el vector  $[0, 1]$  pertenece al espacio de cointegración, implicaría que la inflación es estacionaria. Los resultados de estos contrastes, mostrados en el Cuadro 2, indican que la hipótesis nula de que el vector de cointegración es del tipo  $[0, 1]$  no es aceptada para ningún país excepto para Suiza.

CUADRO 2  
Contraste de estacionariedad de la inflación

	$H_0 : V = [0 \ 1]$		$H_0 : V = [0 \ 1]$
ESP	valor p = 0,0005	RFA	valor p = 0,0235
FRA	valor p = 0,0024	CAN	valor p = 0,0000
GBR	valor p = 0,0056	JPN	valor p = 0,0009
EE.UU.	valor p = 0,0019	SUI	valor p = 0,1310
ITA	valor p = 0,0044		

La relación negativa de largo plazo entre PIB e inflación también se ha encontrado en un contexto de ecuaciones de convergencia, Barro (1995), justificándose por los efectos negativos que tiene la inflación sobre la eficiencia y la acumulación de capital, reduciéndose la capacidad de crecimiento de la economía. Una explicación alternativa, enfatizaría el hecho de que perturbaciones de oferta positivas pueden moderar las tendencias inflacionistas de la economía al reducir la presión de la demanda. Estas relaciones de cointegración, tan similares para todos los países, puede que no constituyan una verdadera relación estructural de largo plazo entre PIB e inflación, es posible que sean el reflejo de una relación puramente estadística entre las dos variables que esté recogiendo un sesgo de variable omitida. En la sección siguiente volveremos sobre este punto. En cualquier caso, la relación de cointegración estimada, garantiza que el modelo analizado es estacionario, provee de un marco de análisis común para todos los países, y además no se necesitan restricciones adicionales para separar los efectos de los dos tipos de *shocks*. Estos resultados implican la existencia de un *shock* permanente y un *shock* transitorio en el sistema, y dada la restricción de cointegración estos dos *shocks* están exactamente identificados.

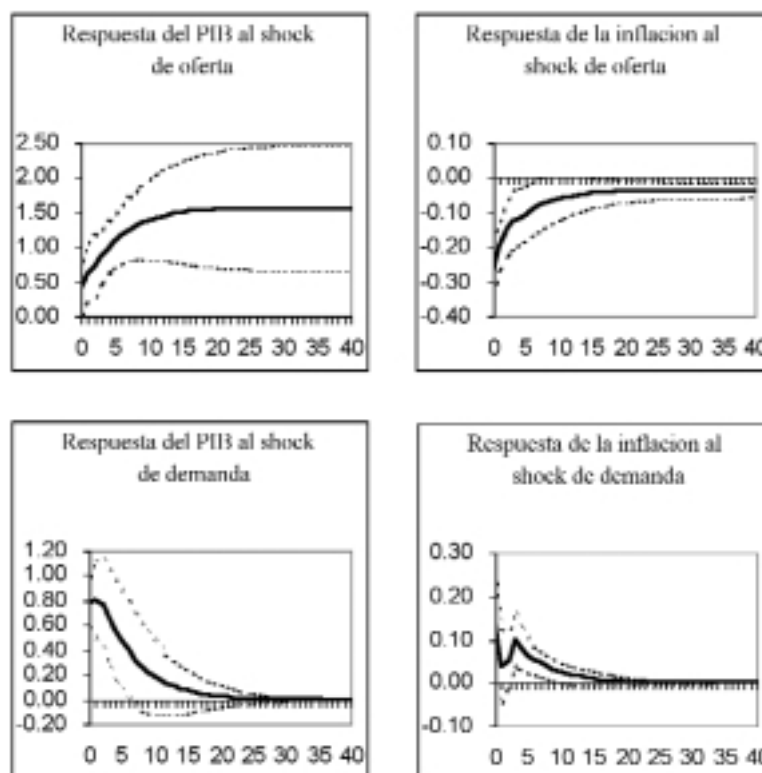
Una vez conocido el rango del espacio de cointegración, se procedió a estimar el modelo RVAR [7] para cada país. Partiendo de la estimación del modelo RVAR es posible obtener la representación de Wold [4]. Una vez obtenida la representación de Wold, dada la restricción de cointegración, no se necesitan restricciones adicionales para la obtención de la matriz  $\Gamma$ , que posibilita la obtención del modelo estructural.

Dada la gran similitud encontrada en la respuesta dinámica de las variables a los distintos *shocks* en todas las economías, sólo se presentarán las funciones de impulso-respuesta completas para Estados Unidos en el Gráfico 1, haciéndose un breve comentario sobre las principales similitudes y diferencias encontradas por países. Para el resto de países solamente se presentan, en el Cuadro 3 las repuestas de las dos variables al *shock* permanente y, en el Cuadro 4, los resultados de la descomposición de la varianza del error de predicción para el PIB, que cuantifican la importancia relativa de los *shocks* de oferta en la variabilidad del producto real a distintos horizontes temporales.

Las funciones de impulso-respuesta de todos los países indican que el *shock* permanente provoca un aumento en el PIB y un descenso en los precios, al reducirse la inflación. Mientras que el *shock* transitorio provoca un incremento del PIB y de los precios. Estos resultados indican

que el *shock* permanente presenta los efectos típicamente asociados a un *shock* de oferta; mientras que los efectos provocados por el *shock* transitorio, son acordes a lo que se espera de un *shock* de demanda. Por lo tanto, estos resultados permiten, en principio, identificar el primer *shock* como una perturbación de oferta y el *shock* transitorio como de demanda. Al final de esta sección, tras la presentación de los resultados, se discutirá si la asignación de estos nombres a los *shocks* está realmente justificada; por el momento, a efectos expositivos, se nombrará al *shock* permanente como *shock* de oferta y al transitorio como de demanda.

GRÁFICO 1  
Funciones de impulso-respuesta.  
Estados Unidos (modelo bivalente)



En general, la respuesta típica del PIB ante un *shock* de oferta, del tamaño de una desviación estándar, consiste en un incremento inicial en torno a 0,5. España es el país con menor incremento inicial del

PIB (0,2) y Gran Bretaña el que presenta mayor incremento inicial con 0,8. Tras ese aumento inicial, el nivel del PIB continua creciendo hasta alcanzar un nuevo nivel de largo plazo que, por lo general, está próximo a uno. El mayor impacto de largo plazo vuelve a darse para Gran Bretaña (1.63), siendo Italia el país con menor incremento del PIB en el largo plazo (0.71). El periodo típico en que el PIB alcanza su nuevo nivel de largo plazo se sitúa alrededor de los cuatro años; y en general, la mayoría de países presentan una sobre-reacción del PIB.

CUADRO 3  
Respuestas al *shock* permanente (sistema bivariante)\*

		t=0	t=4	t=8	t=20	t=40
ESP	PIB:	0,21	0,69	1,08	1,20	1,16
	Inflación:	-0,53	-0,23	-0,10	-0,05	-0,07
FRA	PIB:	0,44	0,85	0,98	1,06	1,07
	Inflación:	-0,51	-0,14	-0,09	-0,06	-0,06
GBR	PIB:	0,77	1,32	1,51	1,62	1,63
	Inflación:	-0,91	-0,25	-0,16	-0,10	-0,09
EE.UU.	PIB:	0,38	0,98	1,31	1,54	1,56
	Inflación:	-0,26	-0,11	-0,07	-0,03	-0,03
RFA	PIB:	0,52	1,18	1,14	1,08	1,07
	Inflación:	-0,16	0,03	-0,01	-0,01	-0,01
ITA	PIB:	0,39	0,77	0,61	0,69	0,71
	Inflación:	-0,29	-0,04	-0,08	-0,06	-0,05
CAN	PIB:	0,54	0,56	0,89	1,05	1,06
	Inflación:	-0,49	-0,08	-0,09	-0,05	-0,05
JPN	PIB:	0,57	1,15	1,19	0,87	0,93
	Inflación:	-0,50	0,05	0,13	-0,07	-0,03
SUI	PIB:	0,41	1,45	1,53	1,44	1,36
	Inflación:	-0,28	0,07	0,05	0,00	-0,00

\* Las respuestas están multiplicadas por 100 para facilitar la lectura de los resultados.

La respuesta estándar de la inflación ante una perturbación de oferta consiste en un descenso inicial significativo, sobre 0.4 en promedio. Este descenso inicial va paulatinamente remitiendo, y la inflación va aproximándose al nivel inicial previo al *shock*; aunque, como ya indicaban las estimaciones de los vectores de cointegración, la inflación resulta afectada permanentemente de forma negativa por el *shock* de oferta. Para alcanzar su nuevo nivel de largo plazo, la inflación necesita un periodo, en general, superior a cinco años. Es decir, la inflación emplea un periodo ligeramente superior al PIB en estabilizarse.

El *shock* transitorio provoca un aumento inicial de la producción de menor cuantía que el *shock* de oferta excepto en Italia, Canadá y EE.UU. El efecto expansivo de los *shocks* de demanda se agota paulatinamente, volviendo el PIB a su nivel inicial tras un periodo en torno a los cinco años. La respuesta inicial de la inflación ante el *shock* transitorio, tal como se espera, consiste en un aumento situado entre 0.15 para EE.UU. y 0.6 para Gran Bretaña. Partiendo de este aumento inicial, la inflación descende hasta retornar paulatinamente al nivel previo al *shock*.

En el Cuadro 4 se presenta la información relativa a la descomposición de la varianza del error de predicción para el nivel del PIB. En general, los resultados sugieren que una parte importante de las fluctuaciones o variabilidad del PIB está causada por el *shock* permanente. Incluso en el muy corto plazo, es decir, en el periodo contemporáneo a la aparición del *shock*, para la mayoría de países la variabilidad del PIB esta dominada por el *shock* permanente. Este resultado se hace más evidente conforme aumenta el horizonte temporal. Pasados cuatro trimestres, el *shock* de oferta explica en cinco países más del 80 por ciento. Pasados dos años, en todos los países excepto Italia y Canadá, el *shock* de oferta es responsable de más del 70 por ciento de la variabilidad del PIB. En el largo plazo, tras cuarenta trimestres, todos los países se sitúan por encima del noventa por ciento.

CUADRO 4  
Porcentaje del PIB explicado por el *shock* permanente  
(sistema bivariante)\*

t	0	4	8	20	40
ESP	60(24)	52(16)	68(14)	90(5)	95(3)
FRA	55(25)	78(6)	89(4)	96(2)	98(1)
GBR	55(29)	81(6)	90(4)	96(2)	98(1)
EE.UU.	20(19)	51(9)	73(8)	91(4)	96(2)
RFA	73(25)	94(5)	97(2)	99(1)	99(1)
ITA	37(40)	49(12)	68(10)	84(7)	91(5)
JPN	70(19)	89(4)	95(2)	97(2)	98(1)
CAN	47(26)	34(12)	50(13)	79(11)	90(6)
SUI	70(23)	87(9)	94(5)	97(2)	98(1)

\* Entre paréntesis se encuentra el error estándar. El porcentaje del PIB explicado por el *shock* transitorio se calcula como cien menos el porcentaje explicado por el *shock* de oferta.

Los resultados para la inflación, no ofrecidos por razones de espacio, también muestran un importante papel del *shock* permanente en el comportamiento de la inflación para todos los horizontes temporales. Incluso en el largo plazo, tras 10 años, el *shock* permanente explica

un porcentaje importante de la variabilidad de la inflación que llega a ser en países como España, EE.UU. y Canadá del 80 por ciento. En países como Alemania, Suiza e Italia, el papel que ejercen los *shocks* permanentes en el comportamiento de la inflación es sustancialmente menor, aunque sigue siendo superior al 30 por ciento.

*¿Son realmente los shocks permanentes shocks de oferta?*

El análisis empírico ha permitido la identificación de dos tipos de *shocks*, uno con efectos permanentes, y el otro sólo con efectos transitorios. El supuesto de que los *shocks* de oferta son los únicos causantes del incremento del PIB en el largo plazo, ha sido usado en numerosos trabajos como restricción de identificación para los *shocks* de oferta; por lo que, siguiendo estos estudios, parece lógico pensar en el *shock* permanente como de oferta y en el transitorio como de demanda. Este supuesto, queda avalado por los resultados mostrados por las funciones de impulso-respuesta: las respuestas de las variables ante los dos *shocks* apoyan la visión de que el primero es un *shock* de oferta, mientras que el segundo se comporta como se espera de un *shock* de demanda.

Si se acepta esta interpretación, los resultados de la descomposición de la varianza indican un fuerte papel de los *shocks* de oferta en el PIB, incluso en el corto plazo, lo que apoyaría la visión de los ciclos propugnada por los modelos reales del ciclo. Adicionalmente, los resultados indican que estos *shocks* juegan un papel importante en el comportamiento de largo plazo de la inflación. Este resultado, también obtenido por Bergman (1996), está en contra de las tesis monetaristas y de la opinión generalizada entre los economistas de que la inflación es, si no totalmente, sí fundamentalmente un fenómeno monetario. Por lo tanto, si las tesis monetaristas son ciertas, el *shock* permanente que se ha identificado, podría ser una combinación de verdaderos *shocks* de oferta y de *shocks* monetarios. Así, estos últimos serían los causantes de gran parte del efecto del *shock* permanente en la inflación.

Para que pudiera identificarse el componente de la inflación a largo plazo explicado por un *shock* monetario, el conjunto de variables utilizado debería ampliarse para incluir una variable monetaria. Además, para ser coherente con el marco analítico anterior y, adicionalmente, ser posible que el comportamiento de largo plazo de la inflación pueda ser explicado por un *shock* distinto al de oferta, sería necesario que entre las tres variables se diese una relación de cointegración, de forma que, el largo plazo de las variables esté conducido por dos *shocks*

permanentes, uno de oferta y el otro monetario. Para tratar de corroborar esta idea, es necesario ampliar el modelo econométrico para incluir una variable monetaria que permita identificar un *shock* adicional, el *shock* monetario, que, en principio, cabe esperar que fuese el principal causante de la inflación en el largo plazo.

### 3.2. Sistema trivariante (PIB, inflación y cantidad nominal de dinero)

En este apartado, se realizará el mismo tipo de análisis efectuado en el apartado anterior, incluyendo en el modelo para cada país tres variables: el PIB, la inflación y una magnitud monetaria. Para que esta última sea lo más homogénea posible, se tomará como magnitud monetaria para todos los países, excepto Italia, la suma de las partidas dinero y “cuasidinerio” dadas por el FMI; para Italia se utilizó M2.

CUADRO 5  
Análisis de cointegración (sistema trivariante)

	(H <sub>0</sub> : r = 0)	(H <sub>0</sub> : r = 1)	(H <sub>0</sub> : r = 2)	Vector de cointegración <sup>a</sup>
ESP (p=5)	LR <sub>max</sub> =18,0* LR <sub>traza</sub> =32,8*	LR <sub>max</sub> =14,7* LR <sub>traza</sub> =14,7*	LR <sub>max</sub> =0,0 LR <sub>traza</sub> =0,0	[0,10 1 1,10] [0,04 1 -0,48]
FRA (p=3)	LR <sub>max</sub> =31,8* LR <sub>traza</sub> =46,9*	LR <sub>max</sub> =12,6* LR <sub>traza</sub> =15,0*	LR <sub>max</sub> =2,4 LR <sub>traza</sub> =2,4	[-0,02 1 -0,74] [0,06 1 -0,04]
GBR (p=3)	LR <sub>max</sub> =28,7* LR <sub>traza</sub> =44,4*	LR <sub>max</sub> =5,5* LR <sub>traza</sub> =15,7*	LR <sub>max</sub> =0,2 LR <sub>traza</sub> =0,2	[0,07 1 -2,59] [0,06 1 0,06]
EE.UU. (p=5)	LR <sub>max</sub> =20,3* LR <sub>traza</sub> =28,0*	LR <sub>max</sub> =7,2* LR <sub>traza</sub> =7,7*	LR <sub>max</sub> =0,5 LR <sub>traza</sub> =0,5	[-0,02 1 -0,74]
ITA (p=6)	LR <sub>max</sub> =18,7* LR <sub>traza</sub> =36,6*	LR <sub>max</sub> =15,4* LR <sub>traza</sub> =17,9*	LR <sub>max</sub> =2,5 LR <sub>traza</sub> =2,5	[0,01 1 -0,71] [-0,30 1 -3,57]
RFA (p=4)	LR <sub>max</sub> =17,0* LR <sub>traza</sub> =30,1*	LR <sub>max</sub> =12,7* LR <sub>traza</sub> =13,1*	LR <sub>max</sub> =0,5 LR <sub>traza</sub> =0,5	[0,01 1 -0,15] [0,01 1 1,10]
CAN (p=6)	LR <sub>max</sub> =15,1* LR <sub>traza</sub> =29,0*	LR <sub>max</sub> =12,0* LR <sub>traza</sub> =13,9*	LR <sub>max</sub> =1,9 LR <sub>traza</sub> =1,9	[-0,03 1 -2,26] [0,05 1 -0,04]
JPN (p=4)	LR <sub>max</sub> =32,7* LR <sub>traza</sub> =46,3*	LR <sub>max</sub> =10,9* LR <sub>traza</sub> =13,5*	LR <sub>max</sub> =2,7 LR <sub>traza</sub> =2,7	[0,01 1 -0,78] [0,12 1 2,54]
SUI (p=5)	LR <sub>max</sub> =25,0* LR <sub>traza</sub> =39,9*	LR <sub>max</sub> =14,8* LR <sub>traza</sub> =14,9*	LR <sub>max</sub> =0,1 LR <sub>traza</sub> =0,1	[-0,07 1 -6,19] [0,02 1 0,21]

<sup>a</sup> Normalizados en el coeficiente de la inflación. El orden de las variables es: (PIB, inflación, (1-L)M<sub>t</sub>), siendo (1-L)M<sub>t</sub> = M<sub>t</sub> - M<sub>t-1</sub>.

\* Denota rechazo al 10%. Valores críticos (90%): (r=0) LR<sub>max</sub> = 13.39; LR<sub>traza</sub> = 26.70 // (r=1) LR<sub>max</sub> = 10.60; LR<sub>traza</sub> = 13.31 // (r=2) LR<sub>max</sub> = 2.71; LR<sub>traza</sub> = 2.71.

Se contrastó la presencia de cointegración entre el PIB, la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. Los resultados mostrados en el Cuadro 5 indican que el único país en el que los contrastes aceptan la presencia de un único vector de cointegración es EE.UU. Para el resto de países los resultados indican la existencia de dos relaciones de cointegración, lo que implicaría la existencia de una única tendencia común para las tres variables; por lo tanto, en estos países sólo será posible identificar un único *shock* permanente.

CUADRO 6  
Contraste de restricciones en el espacio de cointegración

	$H_0 : V = \begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ b_1 & b_2 & b_3 \end{bmatrix}$	Vectores de cointegración <sup>a</sup>
ESP	valor p = 0,29	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,11 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
FRA	valor p = 0,19	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,12 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
GBR	valor p = 0,29	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,10 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
EE.UU.	valor p = 0,28	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
ITA	valor p = 0,33	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,22 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
RFA	valor p = 0,33	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,03 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
CAN	valor p = 0,38	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,09 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
JPN	valor p = 0,90	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0,06 & 1 & 1 \end{bmatrix}$
SUI	valor p = 0,22	$\begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$

<sup>a</sup> Vectores de cointegración normalizados en el coeficiente de la inflación. El orden de las variables es (PIB, Inflación, (1-L)M).

Una vez determinados el rango del espacio de cointegración para cada país, se procedió a contrastar la hipótesis de que la inflación es un fenómeno monetario en el largo plazo. Es decir, se contrastó, para cada país, si el espacio de cointegración admite un vector del tipo  $[0 \ 1 \ -1]$ . Los resultados, mostrados en el Cuadro 6, indican que la hipótesis de que la inflación y la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero se mueven conjuntamente en el largo plazo, puede aceptarse para todos los países. De esta forma, la relación negativa de largo plazo encontrada para todos los países entre el PIB y la inflación en los



modelos bivariantes, es explicada por la no inclusión en el sistema de una variable relevante como son las magnitudes monetarias. Adicionalmente se contrastó la hipótesis de estacionariedad de la inflación y, tal como ocurría en los modelos bivariantes, Suiza es el único país en el que se acepta que la inflación es  $I(0)$ .

Atendiendo al resultado de los anteriores contrastes, el resto del análisis se continuó con los vectores de cointegración restringidos mostrados en el Cuadro 6. Hay que señalar que los resultados obtenidos con los vectores restringidos y sin restringir son fundamentalmente similares, pero el imponer, tal como indican los correspondientes contrastes, que uno de los vectores del espacio de cointegración es del tipo  $[0 \ 1 \ -1]$  garantiza que en el largo plazo la inflación no puede diferir de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero.

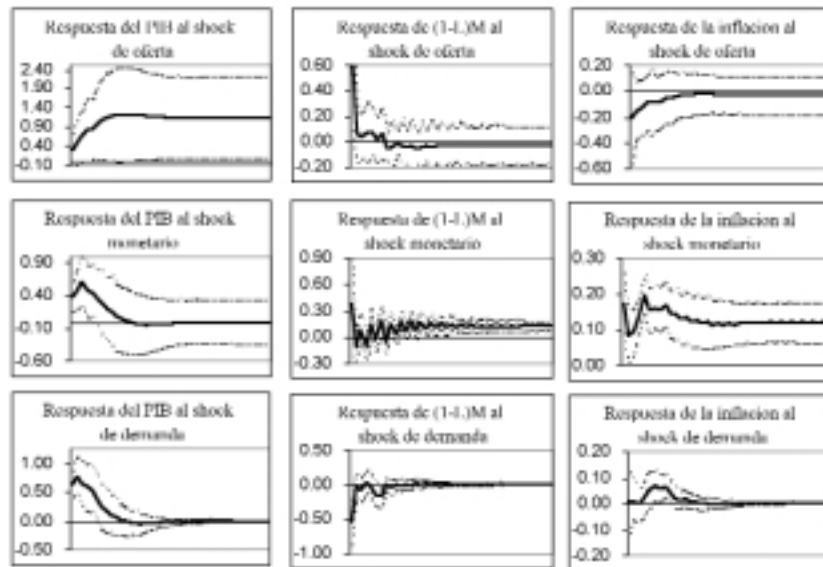
La única economía para la que el modelo trivariante es capaz de identificar y diferenciar entre dos *shocks* permanentes es Estados Unidos. Como entre las tres variables existe una relación de cointegración, la dinámica del conjunto de variables es el resultado de dos *shocks* permanentes y uno transitorio. De este modo, será necesaria una restricción adicional para separar los efectos de los dos *shocks* permanentes. La restricción que se utilizará consistirá en imponer que el segundo *shock* permanente, el *shock* monetario, no tenga efectos de largo plazo en el PIB.

Para el resto de países, los resultados de los contrastes de cointegración señalan la existencia de dos vectores de cointegración. De esta forma, los modelos para estos países sólo permitirán identificar un *shock* permanente y dos transitorios. Dadas las restricciones de cointegración, el *shock* permanente está identificado y solamente se necesita una restricción adicional para separar los efectos de los dos *shocks* transitorios. La restricción concreta que se utilizará, consiste en suponer que el primer *shock* transitorio no afecta contemporáneamente al PIB; aunque los resultados, obtenidos con restricciones alternativas, indican que los dos *shocks* transitorios mueven los precios y PIB en el mismo sentido, por lo que, pueden interpretarse como perturbaciones de demanda. Adicionalmente, la restricción utilizada para diferenciar entre los dos *shocks* transitorios no afecta en ningún caso a los efectos estimados del *shock* permanente.

Los resultados obtenidos se mostrarán, al igual que en el apartado anterior, en formato gráfico exclusivamente para EE.UU. (Gráficos 2

y 3) y, para el resto de países se presentarán en el cuadro 7 los efectos del *shock* permanente sobre las distintas variables y, en el Cuadro 8, la aportación del *shock* permanente a la varianza del error de predicción para el PIB. Dado que los dos shocks transitorios se pueden interpretar como de demanda, los resultados del Cuadro 8, cuantifican, al igual que el Cuadro 4, la importancia relativa de las perturbaciones de oferta<sup>1</sup> frente a las de demanda, para distintos horizontes temporales.

GRÁFICO 2  
Funciones de impulso-respuesta.  
Estados Unidos (modelo trivariante)



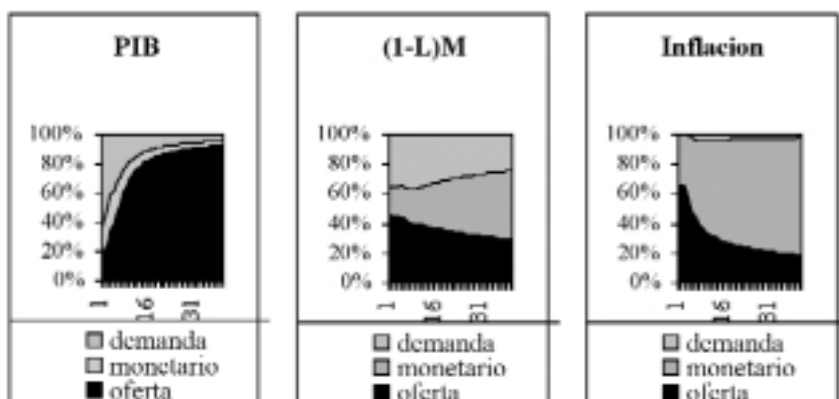
Nota:  $(1-L)M_t = M_t - M_{t-1}$ .

Como se observa en el Gráfico 2, las respuestas de las variables al primer *shock* son consistentes con lo que se espera de una perturbación de oferta. El primer *shock* permanente, provoca en el corto plazo un aumento en el PIB, y un descenso en la inflación. En el largo plazo, tanto la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero como la inflación prácticamente retornan a sus niveles previos al *shock*, mientras que el PIB sigue aumentando hasta alcanzar su nuevo nivel en el largo plazo. El segundo *shock* permanente, provoca un aumento temporal de la producción, mientras que la cantidad de dinero y la inflación se ven afectadas permanentemente de forma positiva. Estas respuestas de las

<sup>1</sup> Aunque realmente de los resultados, al igual que en el modelo bivariante, se infiere que el *shock* permanente es una combinación de *shocks* de oferta y monetarios.

variables son coherentes con los efectos esperados de un *shock* monetario. Por último, el tercer *shock*, con efectos sólo transitorios en las variables, provoca en el corto plazo un aumento tanto en los precios como en la producción, es decir, lo que se espera de una perturbación de demanda. El Gráfico 3 muestra que la causa fundamental de la variabilidad del PIB, para EE.UU., en el muy corto plazo son los *shocks* transitorios, aunque al igual que ocurría anteriormente, pasados dos años los *shocks* de oferta presentan un papel destacado, concretamente explican un 65 por ciento, mientras que pasados cinco años el porcentaje asciende hasta el 86 por ciento. Por su parte, el nuevo tipo de *shock* permanente identificado, el *shock* monetario, explica en el muy corto plazo un 22 por ciento de la variabilidad del PIB que va reduciéndose progresivamente hasta que pasados cinco años el porcentaje es solamente del cinco por ciento. Para un periodo de hasta cuatro trimestres, es el *shock* transitorio de demanda la principal fuente de volatilidad del PIB para Estados Unidos, mientras que para periodos superiores predomina el *shock* de oferta con un 39 por ciento frente a un 38 por ciento del *shock* transitorio.

GRÁFICO 3  
Descomposición de la varianza.  
Estados Unidos (modelo trivariante)



Nota:  $(1-L)M_t = M_t - M_{t-1}$ .

En cuanto a la variabilidad de la inflación, en el corto plazo sigue siendo, al igual que en el modelo bivariante, muy importante el papel de los *shocks* de oferta, con un 60 por ciento en el periodo contemporáneo al *shock*. Ahora bien, su importancia se va reduciendo conforme se amplía el horizonte temporal, llegando a ser a los dos años del 36 por

ciento, y pasados diez años sólo del 18 por ciento. Asintóticamente, su importancia es tan sólo del 6 por ciento; es decir es el segundo *shock* permanente, que dados sus efectos se interpreta como una perturbación monetaria, el causante del 94 por ciento de la variabilidad de la inflación en el muy largo plazo<sup>2</sup>.

CUADRO 7  
Respuestas de las variables al *shock* permanente  
(sistema trivariante)\*

		t=0	t=4	t=8	t=20	t=40
ESP	PIB:	0,17	0,61	1,00	1,24	1,16
	Inflación:	-0,51	-0,21	-0,09	-0,04	-0,06
	(1-L)M:	-0,12	0,11	0,02	-0,06	-0,06
FRA	PIB:	0,41	0,84	0,98	1,08	1,09
	Inflación:	-0,50	-0,15	-0,10	-0,07	-0,06
	(1-L)M:	0,48	-0,03	-0,06	-0,06	-0,06
GBR	PIB:	0,75	1,32	1,55	1,68	1,69
	Inflación:	-0,88	-0,24	-0,14	-0,09	-0,08
	(1-L)M:	0,43	0,29	0,05	-0,08	-0,08
EE.UU.	PIB:	0,29	0,81	1,18	1,15	1,15
	Inflación:	-0,20	-0,08	-0,05	-0,02	-0,03
	(1-L)M:	0,61	0,07	-0,04	-0,03	-0,03
RFA	PIB:	0,51	1,15	1,11	1,04	1,03
	Inflación:	-0,15	0,03	-0,01	-0,01	-0,01
	(1-L)M:	0,08	0,12	-0,06	-0,01	-0,01
ITA	PIB:	0,17	0,58	0,79	0,80	0,83
	Inflación:	-0,35	-0,07	-0,13	-0,11	-0,09
	(1-L)M:	0,68	-0,19	-0,08	-0,06	-0,09
CAN	PIB:	0,52	0,85	1,23	1,19	1,18
	Inflación:	-0,39	-0,02	-0,04	-0,04	-0,05
	(1-L)M:	-0,79	-0,15	0,08	-0,05	-0,05
JPN	PIB:	0,39	1,09	1,25	0,94	0,98
	Inflación:	-0,49	-0,01	0,14	-0,07	-0,03
	(1-L)M:	0,58	0,24	0,02	-0,02	-0,03
SUI	PIB:	0,33	1,36	1,51	1,42	1,41
	Inflación:	-0,27	0,06	0,05	0,00	-0,00
	(1-L)M:	1,21	-0,19	-0,05	-0,00	-0,00

\* Las respuestas están multiplicadas por 100 para facilitar la lectura de los resultados.

(1-L)  $M_t = M_t - M_{t-1}$ .

<sup>2</sup>La restricción utilizada para separar los dos *shocks* permanentes consistió en suponer que uno de los dos *shocks* permanentes (el monetario) no tiene efectos de largo plazo en el PIB. Una identificación alternativa consistiría en imponer que uno de los dos *shocks* (el de oferta) no afectase a la inflación en el largo plazo. Los resultados son fundamentalmente similares bajo los dos esquemas de identificación.

Estos resultados indican que, para EE.UU., ampliar el modelo con una magnitud monetaria permite separar el *shock* permanente obtenido con el modelo bivariante en dos: ha posibilitado el separar los shocks monetarios de los verdaderos *shocks* de oferta. Para el resto de países, en los que los modelos trivariantes solo permiten identificar un *shock* permanente, los resultados, mostrados en los Cuadros 7 y 8, son fundamentalmente similares a los obtenidos con los modelos bivariantes: el *shock* permanente continua teniendo los efectos típicamente asociados a una perturbación de oferta y los dos *shocks* transitorios se comportan como perturbaciones de demanda.

Para estos países, los efectos del *shock* permanente muestran una enorme similitud en cuanto al tamaño y duración de las respuestas de las variables, con los resultados obtenidos con los modelos bivariantes. El efecto típico del *shock* de oferta consiste en un incremento inicial en torno a 0,4 en promedio, con Italia (0.17) y GBR (0,75) en los extremos, para acabar estabilizándose en su nuevo nivel de largo plazo, en torno a un uno por ciento superior, los extremos, al igual que en el apartado anterior los ocupan Italia (0.83) y GBR (1.69). La respuesta de la inflación consiste en un descenso inicial en promedio de 0.4, para ir paulatinamente remitiendo y estabilizarse pasados cinco años en un nivel menor, en torno a 0.05 y con magnitudes muy similares a las obtenidas con los modelos bivariantes; aunque ahora, como ya indicaban las restricciones de cointegración, la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero también resulta afectada negativamente por el *shock* permanente, de forma que la inflación acaba descendiendo en la misma cuantía que lo hace la cantidad nominal de dinero.

CUADRO 8  
Porcentaje del PIB explicado por el *shock* permanente de oferta  
(sistema trivariante)\*

t	0	4	8	20	40
ESP	48(25)	44(17)	61(15)	88(6)	94(3)
FRA	55(24)	77(7)	88(5)	96(2)	98(1)
GBR	50(29)	78(6)	88(5)	96(3)	98(1)
EE.UU.	13(21)	39(19)	65(19)	86(7)	93(4)
RFA	74(23)	91(5)	95(3)	98(2)	99(1)
ITA	10(15)	23(13)	50(14)	73(12)	86(8)
JPN	32(20)	78(6)	91(3)	96(2)	98(1)
CAN	55(28)	53(14)	74(11)	89(6)	95(3)
SUI	53(27)	85(10)	92(6)	97(3)	98(1)

\* Entre paréntesis se encuentra el error estándar. El porcentaje del PIB explicado por el *shock* transitorio se calcula como cien menos el porcentaje explicado por el *shock* permanente.

Exceptuando Italia, país en que los resultados del modelo trivariante asignan una menor aportación de los *shocks* permanentes para horizontes temporales de hasta cinco años, y Japón y Suiza en el muy corto plazo, los resultados de los modelos bivariantes y trivariantes en cuanto a la importancia de los *shocks* permanentes en la variabilidad del PIB también son muy similares para todos los países. La aportación del *shock* permanente, que dados los resultados se puede interpretar como una combinación de *shocks* de oferta y perturbaciones monetarias permanentes, a la variabilidad del PIB es para todos los países (excepto Italia, Japón y España) superior al 50 por ciento, incluso en el muy corto plazo. Este porcentaje se incrementa rápidamente, explicando en promedio, tras un año de la aparición del *shock* en torno al 70 por ciento de la variabilidad del PIB. Por lo tanto, los resultados de los modelos trivariantes continúan señalando la preponderancia de las perturbaciones permanentes en horizontes temporales típicamente asociados al ciclo económico.

Al igual que ocurría con los modelos bivariantes, los resultados de los modelos trivariantes continúan señalando que el *shock* permanente explica, incluso en el largo plazo, en torno al 70 por ciento de la variabilidad de la inflación. Este resultado, contrario a la idea de que la inflación es un fenómeno monetario en el largo plazo, y que condujo a la ampliación del sistema con una variable monetaria, sigue presente; si bien ahora, la inflación desciende en el largo plazo en la misma cuantía que la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, por lo que la relación negativa de largo plazo entre inflación y PIB queda explicada por el comportamiento de la magnitud monetaria. Estos resultados son coherentes con la idea de que el *shock* permanente es en realidad una combinación de *shocks* de oferta y *shocks* monetarios, siendo estos últimos los responsables de que el *shock* permanente sea tan importante en la explicación de la variabilidad de la inflación.

A pesar de la inclusión de una variable monetaria, el único país en el que se ha podido identificar de forma separada los dos *shocks* permanentes ha sido EE.UU. En el resto de países los resultados económicos sólo permitieron identificar una tendencia estocástica común que parece ser, dados los resultados, una combinación de una tendencia real y otra nominal o monetaria<sup>3</sup>. La interpretación económica de

<sup>3</sup>Para estos países también se estimaron los modelos imponiendo un único vector de cointegración. Los resultados obtenidos muestran que las funciones de impulso-respuesta del *shock* identificado como de oferta, no se corresponden con lo que se

este resultado argumentaría que en estos países los *shocks* monetarios han estado muy influidos por la evolución de la economía, siendo la cantidad de dinero endógena, mientras que para Estados Unidos la política monetaria parece haber sido más independiente, en el sentido de menos acomodaticia a la tendencia real.

El no poder separar los *shocks* de oferta de los monetarios hace que exista cierta incertidumbre sobre la importancia de las perturbaciones de oferta en las frecuencias cíclicas. Para EE.UU., identificar de forma separada los dos *shocks* permanentes no señaló un gran papel del *shock* monetario en las fluctuaciones del PIB y sólo reduce la aportación del *shock* de oferta a la variabilidad del PIB en una cuantía reducida: tras dos años la perturbación de oferta es responsable del 65 por ciento de la variabilidad del PIB, cuando en el modelo bivariante este porcentaje ascendía al 73 por ciento. Dadas las amplias similitudes encontradas para todos los países, es de esperar que los resultados obtenidos para EE.UU. puedan servir de referencia para el resto de países<sup>4</sup>. De esta forma, los resultados obtenidos señalarían que la variabilidad del PIB en las frecuencias cíclicas parece estar dominada por perturbaciones de oferta.

Identificar de forma más precisa, las perturbaciones de oferta exigiría la inclusión de variables adicionales en el sistema que hicieran posible separar la tendencia estocástica real de la nominal. Idealmente, las variables candidatas deberían estar muy influidas por sólo uno de los dos *shocks* permanentes, como podrían ser, entre otras, los salarios nominales o la inversión.

#### 4. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado la importancia de los *shocks* de oferta en las fluctuaciones económicas mediante la estimación de modelos

espera de una perturbación de oferta. La inflación, en lugar de descender, tiende a aumentar, al hacerlo también la cantidad nominal de dinero. Es decir, de nuevo, los resultados tienden a señalar que el *shock* identificado como de oferta es en realidad una combinación de *shocks* de oferta y *shocks* monetarios. Estos resultados indican, como ya mostraban los correspondientes contrastes, que la información muestral no permite aislar con éxito los dos *shocks* permanentes que parece contener el sistema.

<sup>4</sup>A pesar de que los resultados de las funciones de impulso-respuesta indican que este esquema de identificación no es adecuado, los resultados obtenidos para el resto de países al imponer en los modelos trivariantes un único vector de cointegración, tienden incluso a asignar un mayor peso en la variabilidad del PIB al *shock* identificado como de oferta en comparación a los modelos bivariantes.

VAR con restricciones de cointegración para los países del G7 más España y Suiza.

En un primer análisis se estimaron modelos bivariantes para el PIB y la inflación. Los resultados muestran la existencia de una relación de cointegración entre estas dos variables, hecho que permite identificar dos tipos de *shocks*, uno permanente y otro transitorio. Las respuestas de las variables en los distintos países son sorprendentemente similares, por lo que una de las principales conclusiones de este trabajo consiste en la existencia de una gran similitud en las propiedades cíclicas de los distintos países, al menos en cuanto al comportamiento de PIB e inflación se refiere.

Las funciones de impulso-respuesta indican que el primer *shock* puede identificarse como un *shock* de oferta, y el transitorio presenta los efectos típicos de un *shock* de demanda. Los resultados proporcionados por la descomposición de la varianza del error de predicción indican que un gran porcentaje de la variabilidad en la producción, incluso en el corto plazo, es explicado por el *shock* permanente. Por lo que, si se acepta que el *shock* permanente es fundamentalmente de oferta, los resultados apoyarían la visión de los ciclos propuesta por los RBC, donde los ciclos son el resultado de *shocks* tecnológicos, es decir *shocks* provenientes del lado de la oferta. Sin embargo, el *shock* permanente también es el principal causante de la inflación en el largo plazo, lo que está en contra de la idea de que la inflación es un fenómeno totalmente monetario en el largo plazo, y contradice la interpretación del *shock* permanente que se ha identificado, como exclusivamente de oferta, sino que sería una combinación de perturbaciones monetarias y de oferta. Ante este problema se amplió el conjunto de variables para poder identificar y separar los efectos de un *shock* monetario.

Ampliar el modelo con una magnitud monetaria sólo posibilitó identificar de forma separada las dos perturbaciones permanentes en Estados Unidos. Para el resto de países, el modelo trivariante sólo permite identificar un *shock* permanente. Los resultados para EE.UU. indican que el nuevo tipo de *shock*, cuyas funciones de impulso respuesta son coherentes con lo que se espera de un *shock* monetario, es el principal responsable del comportamiento a largo plazo de la inflación. Mientras que, el *shock* de oferta sigue siendo el principal causante de las fluctuaciones en la producción para horizontes temporales típicamente asociados al ciclo económico: tras dos años, el *shock* de oferta explica el 65 por ciento de la variabilidad del PIB.



Para el resto de países, los resultados siguen indicando que el *shock* permanente que se ha identificado es una combinación de *shocks* monetarios y de oferta. A pesar de que en estos países no fue posible identificar de forma separada las dos perturbaciones permanentes, los resultados para EE.UU. señalan que el *shock* monetario no rebaja significativamente la aportación de las perturbaciones de oferta en la fluctuación del PIB. Por lo tanto, si los resultados de EE.UU. se mantienen para el resto de economías, los resultados indicarían que las perturbaciones de oferta son la fuente principal de variabilidad del PIB incluso en el muy corto plazo, favoreciendo una interpretación real de los ciclos económicos.

## Referencias

- Andrés, J., Mestre, R. y Vallés, J. (1999): "Monetary policy and exchange rate dynamics in the Spanish economy", *Spanish Economic Review* 1, pp. 55-77.
- Barro, R. (1996): "Inflation and growth", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* May/June, pp. 153-169.
- Bergman, M. (1996): "International evidence on the sources of macroeconomics fluctuations", *European Economic Review* 40, pp. 1237-1258.
- Balmaseda, M., Dolado, J. J. y López-Salido D. (2000): "The dynamic effects of shocks to labour markets: evidence from OECD countries", *Oxford Economic Papers* 52, pp. 3-23.
- Blanchard, O.J. y Quah, D. (1989): "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *The American Economic Review* 79, pp. 655-673.
- Campbell, J.Y. y Shiller, R. J. (1988): "Interpreting cointegrated models", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 505-522.
- Dolado, J.J ; López-Salido, J. D. Y Vega, J. L. (2000): "Unemployment and inflation persistence in Spain: Are there Phillips trade-offs?", *Spanish Economic Review* 2, pp. 267-291.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987): "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Galí, J. (1992): "How well does the IS-LM model fit postwar US data", *The Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 709-738.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica* 59, pp. 1551-1580.
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., y Watson, M. W. (1991): "Stochastic trends and economics fluctuations", *American Economic Review* 81, pp. 819-840.
- Lütkepohl, H. y Reimers, H. E. (1992): "Impulse response analysis of cointegrated systems", *Journal of Economics Dynamics and Control* 16, pp. 53-78.
- Shapiro, M. y Watson, M. (1988): "Sources of Business cycle fluctuations", en S. Fischer (editor), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, pp. 111-148.
- Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica* 48, pp. 1-48.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988): "Testing for common trends", *Journal of the American Statistical Association* 83, pp. 1097-1107.
- Warne, A. (1993): "A common trends model: Identification, estimation and asymptotics", Seminar paper 555. Institute for International Economic Studies, University of Stockholm.

**Abstract**

*This paper analyses the relative importance of supply and demand shocks in Spain, Switzerland and the G-7 economies using a VAR model for output and inflation. A negative long run relationship was found in all countries, then we estimate a VAR model with cointegration restrictions (VECM), in order to reduce the number of restrictions needed to identify the shocks. The results indicate that supply shocks are an important source of output variability, even in the short run. When a monetary variable is added to the model the results remains basically the same.*

*Keywords: VECM, supply shocks versus demand shocks.*

*Recepción del original, octubre de 1999*

*Versión final, diciembre de 2002*