

University of Extremadura
Department of Economics

Macroeconomic Effects of Fiscal Shocks in the European Union: A GVAR Model

This version: February 2012

Alejandro RICCI RISQUETE
Julián RAMAJO HERNÁNDEZ

Universidad de Extremadura
Departamento de Economía
Área de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa
Avenida de Elvas, s/n
06071 Badajoz (España, UE)
Tel.: +34 924 28 93 00 Ext. 89118 / Fax: +34 924 27 25 09
E-mail: alericci@unex.es; ramajo@unex.es

Abstract: In this paper, we study the economic consequences of domestic and global shocks to fiscal variables in the European Union (EU) countries from a domestic and global perspective. With that objective in mind, we specify and estimate a global vector autoregressive model (GVAR) for fourteen countries of the former EU-15 and the United States, using quarterly macroeconomic, monetary and fiscal data from 1978 to 2009. Unlike other GVAR models with fiscal variables, in our study we consider total public receipts and total public expenditure separately, and model not only the euro area economies but also all countries of the former EU-15 (except Luxembourg) and the United States. The results of our simulations show that the responses of real GDP to a negative (positive) domestic/global shock to total public expenditure (total public receipts) seem to be negative (positive) for the analyzed economies. The effects of domestic shocks would be larger in the country of origin of the shock, while their spillover effects would be limited. The effects of global shocks reveal a remarkable degree of similarity in the cyclical behavior of the European economies. As policy recommendations, we suggest boosting the slow process of coordination of taxation in the EU in order to avoid unwanted economic consequences.

Keywords: Fiscal Policy, Fiscal shocks, Spillovers, Global VAR, EU

JEL Classification: E62, E63, F41, F42, H20, H50

Efectos Macroeconómicos de Shocks Fiscales en la UE: Un Modelo GVAR

1 Introducción

La crisis económica y financiera internacional, iniciada en el verano de 2007 e intensificada con la quiebra de Lehman Brothers al año siguiente, ha puesto nuevamente en evidencia cómo la integración financiera y la globalización han contribuido a la interdependencia existente entre todas las economías. Por una parte, los resultados de la crisis están siendo los esperados, esto es, un estancamiento o una reducción en la tasa de crecimiento del PIB y un incremento de la tasa de desempleo pero, por otra, la puesta en funcionamiento de los estabilizadores automáticos y algunas de las soluciones ejecutadas, como la implementación de un conjunto de políticas fiscales discretionales, han contribuido a la creación de un nuevo problema, la crisis de la deuda pública en las economías avanzadas. En este contexto, la política económica, aunque concierna a asuntos económicos nacionales, debería ser planificada desde una perspectiva global, ya que la interdependencia antes mencionada no sólo crea beneficios sino también efectos externos negativos que pueden surgir desde multitud de ámbitos diferentes.

El objetivo principal de este trabajo consiste en el estudio de los efectos macroeconómicos de shocks fiscales en la Unión Europea (UE) o, dicho de otra manera, en la investigación de las posibles repercusiones que un shock en alguna de las variables fiscales de un país comunitario, o en todos ellos globalmente considerados, pueda ocasionar sobre el resto de las economías de interés.

Este trabajo contribuye al enriquecimiento de la literatura existente por medio de varios caminos: a diferencia de otras investigaciones en las que se incorpora la vertiente fiscal en el modelo GVAR, en nuestro estudio (1) se considera no una medida sintética del estado de las finanzas públicas, como el déficit público, sino los ingresos públicos totales y los gastos públicos totales por separado; (2) se modelan no sólo las economías pertenecientes a la zona euro, sino los países de la antigua UE-15 más Estados Unidos; y (3) se presentan, por primera vez, en el marco de la metodología GVAR los resultados de las simulaciones relativas a los efectos de las perturbaciones sobre los ingresos públicos totales y los gastos públicos totales tanto en el país origen del shock como en el resto de las economías con las que mantiene relaciones comerciales.

Este trabajo se estructura como sigue. En el siguiente apartado se realiza una breve revisión de la literatura sobre modelos VAR aplicados a cuestiones fiscales. En la sección 3 se describe teóricamente la metodología GVAR, desde la estructura del modelo hasta su solución. En la sección 4 se especifica y estima un modelo GVAR para catorce de los antiguos Estados Miembros de la UE-15 más EE.UU. Además, en esta sección se calculan las funciones de respuesta al impulso generalizadas, a fin de analizar los efectos de los shocks nacionales y globales en las variables fiscales sobre las quince economías analizadas. Para finalizar, se presentan las conclusiones del estudio.

2 Revisión de la literatura

Tradicionalmente, tanto políticos como economistas han destacado el papel relevante de la política fiscal como una herramienta efectiva en asuntos como la recaudación, la redistribución y la estabilización macroeconómica. Igualmente, en períodos de crisis, como el actual, resurge el debate sobre cómo la política fiscal podría contribuir al crecimiento. En este apartado se realiza una breve revisión de las principales investigaciones que han empleado modelos vectoriales auto-regresivos al objeto de analizar los efectos macroeconómicos de varias medidas de política fiscal en los Estados Miembros de la UE.

Desde una perspectiva teórica, según el modelo de Mundell-Fleming, en una unión monetaria con tipos de cambio fijos entre sus miembros y movilidad perfecta de capital, son tres las vías por las cuales la puesta en marcha de medidas de política fiscal expansiva en uno de sus miembros puede afectar a los demás: (1) positivamente a través del estímulo del comercio intracomunitario, (2) negativamente por medio de la subida del tipo de interés de la unión, y (3) negativamente a través de la apreciación del tipo de cambio real. El modelo de equilibrio general dinámico estocástico estándar, por su parte, aunque con unos mecanismos de transmisión distintos, coincide con los resultados keynesianos en cuanto a la respuesta positiva de la producción y la apreciación del tipo de cambio real, pero difiere en el comportamiento del consumo, que decrece por la existencia de agentes con expectativas racionales.

En términos aplicados, tras el trabajo pionero de Blanchard & Perotti (2002) para Estados Unidos, Favero (2002) analiza el comportamiento de las autoridades fiscales y monetarias en la zona euro, mediante la estimación de un modelo VAR semi-estructural para Alemania, Francia, Italia y España. En este trabajo se demuestra que existen importantes interacciones entre ambas autoridades, si bien éstas dependen exclusivamente de las respuestas de los ingresos y los gastos públicos al pago de los intereses de la deuda. Perotti (2005) estudia en detalle los efectos de la política fiscal en el PIB y sus componentes, la inflación y los tipos de interés en cinco países de la OCDE, utilizando un modelo SVAR. Los resultados confirman que se ha producido un debilitamiento progresivo de la capacidad de la política fiscal para estimular el PIB y sus componentes a lo largo del tiempo.

Beetsma *et al.* (2006), con la finalidad de contrastar la importancia del comercio internacional en la transmisión de los shocks fiscales en la UE, combinan un modelo SVAR fiscal con un sistema de ecuaciones de exportaciones. El estudio pone de relieve la importancia estadística de los efectos externos del comercio provenientes de diferentes shocks de política fiscal en el ámbito de los Quince. Ramajo (2008) explora la posible existencia de *spillovers* en el proceso de transmisión de los shocks fiscales entre Alemania y los distintos Estados Miembros considerados, a través de la construcción de modelos SVAR bi-nacionales. El autor demuestra que los efectos externos derivados de los shocks fiscales alemanes no provocan una respuesta significativa por parte del *output gap*, pero sí de los niveles de precios.

Hebous & Zimmermann (2010) estiman los efectos *spillover* de un shock en el déficit presupuestario de un miembro de la zona euro sobre las variables clave del resto, a través de un modelo GVAR. Los resultados muestran que si bien los efectos bilaterales no son significativos, un aumento no anticipado del déficit en la zona euro tendría efectos positivos sobre la producción de sus miembros. En resumen, a pesar de que la literatura relacionada con los efectos dinámicos de los shocks fiscales y las interacciones entre las políticas fiscal y monetaria ha sufrido un destacable aumento, aún son escasos los estudios empíricos acerca de los verdaderos efectos macroeconómicos de las distintos tipos de políticas fiscales e, incluso, se carece de un amplio acuerdo sobre la dimensión y el signo de tales efectos (Perotti, 2005).

3 El modelo GVAR

En este apartado se presenta la fundamentación teórica de un modelo de vectores auto-regresivos global (GVAR), siguiendo la metodología introducida en Pesaran, Schuermann y Weiner (2004, en adelante PSW) y posteriormente desarrollada en Déés, di Mauro, Pesaran y Smith (2007, en lo sucesivo DdPS). En términos generales, el modelo GVAR proporciona un marco multilateral que permite analizar las interdependencias entre las economías de los diferentes países.

A grandes rasgos, el proceso a seguir consta de dos etapas. En primer lugar, se especifican y estiman los modelos VAR individuales para cada uno de los países, que contendrán tanto las variables macroeconómicas domésticas como las correspondientes variables externas (*foreign variables*), las cuales permiten que cada país se vea potencialmente afectado por la evolución del resto. En una segunda fase, los modelos nacionales se combinan a través de matrices de enlace para formar el modelo GVAR, con el cual se podrán generar predicciones para todas las variables de la economía mundial simultáneamente.

3.1 La estructura del modelo

Supongamos que la economía mundial está formada por un conjunto de $N + 1$ países, indexados desde $i = 0, 1, 2, \dots, N$, donde el país 0, normalmente una economía cerrada, se toma como país de referencia (siendo éste Estados Unidos en la mayoría de los casos). Para cada país, se toman dos tipos de variables: (1) variables “internas” (*domestic variables*), y (2) variables “externas” (*foreign variables*). Cada economía nacional se relaciona con la economía mundial por medio de las variables externas, calculadas como medias ponderadas específicas para cada país de las variables internas de los países con los que tal economía nacional comercia, además de las variables globales (débilmente) exógenas, como los precios del petróleo, y de las variables deterministas, por ejemplo, las tendencias temporales.

Consideramos que cada país i se modela a través de un modelo VARX*(p, q):

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1}\mathbf{t} + \Phi_{i1}\mathbf{x}_{i,t-1} + \dots + \Phi_{ip}\mathbf{x}_{i,t-p} + \Lambda_{i0}\mathbf{x}_{it}^* + \Lambda_{i1}\mathbf{x}_{i,t-1}^* + \dots + \Lambda_{iq}\mathbf{x}_{i,t-q}^* + \mathbf{u}_{it} \quad (1)$$

para $t = 1, 2, \dots, T$ e $i = 0, 1, 2, \dots, N$. \mathbf{x}_{it} es un vector de orden $k_i \times 1$ formado por las variables domésticas, mientras que \mathbf{x}_{it}^* es un vector de orden $k_i^* \times 1$ compuesto por las variables externas específicas del país i . Φ_i es una matriz de coeficientes asociados a las variables domésticas retardadas de dimensión $k_i \times k_i$; a su vez, Λ_{i0} y Λ_{i1} son matrices de coeficientes relacionados con las variables externas contemporáneas y retardadas, respectivamente, de orden $k_i \times k_i^*$. \mathbf{a}_{i0} es un vector de ordenadas en el origen constantes de orden $k_i \times 1$ y \mathbf{a}_{i1} es un vector de coeficientes compuesto por tendencias temporales deterministas de dimensión $k_i \times 1$. \mathbf{u}_{it} es un vector de perturbaciones específicas para cada país de orden $k_i \times 1$. Consideramos que los shocks, \mathbf{u}_{it} , no están correlacionados en serie y tienen media cero y matriz de covarianzas $\Sigma_{ii} = (\sigma_{ii,ls})$ no singular, donde $\sigma_{ii,ls} = \text{cov}(u_{it}, u_{ist})$; en términos compactos, $\mathbf{u}_{it} \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \Sigma_{ii})$. Además, permitimos hasta un cierto grado que las perturbaciones, \mathbf{u}_{it} , estén correlacionadas entre países.

Por regla general, en aplicaciones macroeconómicas, el vector de variables domésticas, \mathbf{x}_{it} , estará formado al menos por un indicador del output real, un índice general de precios, o su tasa de crecimiento, los tipos de interés, bien a corto plazo, bien a largo plazo, o ambos, y el tipo de cambio, medido como unidades de moneda nacional por unidad de moneda del país de referencia. Las correspondientes variables externas para cada país i formarán el vector de variables \mathbf{x}_{it}^* . Para un país i , éstas se construyen como medias ponderadas de las variables correspondientes para ese país, en concreto, $\mathbf{x}_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}\mathbf{x}_{jt}$, donde w_{ij} para $i, j = 0, 1, \dots, N$ forman el conjunto de ponderaciones que capturan la importancia del país j para el país i . Los pesos han de satisfacer las condiciones siguientes: $\sum_{j=0}^N w_{ij} = 1$ para $i, j = 0, 1, \dots, N$, y $w_{ii} = 0$ para $i = 0, 1, \dots, N$. En nuestra aplicación, seguiremos a PSW y DdPS, de manera que las ponderaciones w_{ij} para $i, j = 0, 1, \dots, N$ serán de tipo fijo y estarán basadas en las participaciones medias anuales del comercio internacional durante un período de cinco años (2005-2009) entre los países en estudio.

Las economías modeladas mediante la metodología GVAR interaccionan por medio de tres vías interrelacionadas: (1) las variables domésticas \mathbf{x}_{it} dependen contemporáneamente de las variables externas \mathbf{x}_{it}^* y de sus valores retardados; (2) las variables domésticas dependen de las variables exógenas globales, como los precios del petróleo; y (3) los shocks del país i dependen contemporáneamente de los shocks del

país j , capturados mediante la matriz de covarianzas Σ_{ij} , donde $\Sigma_{ij} = \text{cov}(\mathbf{u}_{it}, \mathbf{u}_{jt}) = E(\mathbf{u}_{it}\mathbf{u}_{jt}')$ para $i \neq j$.

En resumen, el sistema completo queda formado por los $N + 1$ modelos nacionales, definidos en (1), junto con las relaciones que ligan las variables (débilmente) exógenas de los modelos específicos para cada país con las variables del resto del modelo global, esto es, \mathbf{x}_{it}^* . Sin embargo, aunque el número de países N sea moderado, la longitud limitada de las series temporales disponibles impide la estimación del modelo global. PSW y DdPS proponen superar dicho escollo por medio de la estimación separada de los parámetros de los modelos nacionales.

3.2 Solución del modelo

3.2.1 Estimación de los modelos VARX* individuales

Previa a la construcción del modelo GVAR, es necesario resolver los modelos VARX* nacionales individualmente, considerando a las variables externas, \mathbf{x}_{it}^* , como débilmente exógenas a fin de asegurar la consistencia de los parámetros. *Grosso modo*, la hipótesis de exogeneidad débil de las variables externas implica, en el contexto de una “pequeña economía abierta”, que las variables domésticas, \mathbf{x}_{it} , no afectan a las variables externas, \mathbf{x}_{it}^* , en el largo plazo, aunque sí puede producirse algún tipo de retroalimentación entre ambos grupos de variables en el corto plazo.

Puesto que es previsible que la mayoría de las variables empleadas tengan una raíz unitaria, extremo que habrá que contrastar formalmente, deberán estimarse los modelos VARX* nacionales en su forma de vectores de corrección del error para que los resultados tengan validez. En este sentido, abstrayéndonos por simplicidad de un número elevado de retardos, sea el modelo VARX*(2, 2) para un país i cualquiera

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1}t + \Phi_{i1}\mathbf{x}_{i,t-1} + \Phi_{i2}\mathbf{x}_{i,t-2} + \Lambda_{i0}\mathbf{x}_{it}^* + \Lambda_{i1}\mathbf{x}_{i,t-1}^* + \Lambda_{i2}\mathbf{x}_{i,t-2}^* + \mathbf{u}_{it} \quad (2)$$

el modelo VECMX* asociado a (2) se define por

$$\Delta\mathbf{x}_{it} = \mathbf{c}_{i0} - \alpha_i\beta_i'[\mathbf{z}_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + \Lambda_{i0}\Delta\mathbf{x}_{it}^* + \Gamma_i\Delta\mathbf{z}_{i,t-1} + \mathbf{u}_{it} \quad (3)$$

para $i = 0, 1, \dots, N$, donde $\mathbf{z}_{it} = (\mathbf{x}_{it}', \mathbf{x}_{it}^{*'})'$, α_i es una matriz $k_i \times r_i$ de rango r_i , y β_i es una matriz $(k_i + k_i^*) \times r_i$ de rango r_i . Dividiendo β_i como $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix*}')'$, conforme a \mathbf{z}_{it} , los r_i términos de corrección del error expresados en (3) pueden escribirse como $\beta_i'(\mathbf{z}_{it} - \gamma_i t) = \beta_{ix}'\mathbf{x}_{it} + \beta_{ix*}'\mathbf{x}_{it}^* - (\beta_i'\gamma_i)t$, los cuales permiten la posibilidad de cointegración tanto entre las variables internas, recogidas en \mathbf{x}_{it} , como entre las variables domésticas, \mathbf{x}_{it} , y las variables externas, \mathbf{x}_{it}^* , y, por ende, entre las variables domésticas de un país i , \mathbf{x}_{it} , y las variables domésticas de un país j , \mathbf{x}_{jt} , para $i \neq j$.

Como ya se ha comentado, durante la estimación, las variables externas, \mathbf{x}_{it}^* , son tratadas como débilmente exógenas e integradas de orden uno ($I(1)$) en relación con los parámetros del modelo condicional definido en (3). Así pues, los modelos VARX* se estiman por separado, país a país, supeditados a \mathbf{x}_{it}^* , mediante el método de regresión en rango reducido, teniendo presente la posibilidad de cointegración tanto dentro de \mathbf{x}_{it} , como entre \mathbf{x}_{it} y \mathbf{x}_{it}^* . De esta forma, se obtiene para cada país el número de relaciones de cointegración, r_i , los coeficientes de la velocidad de ajuste, α_i , y los vectores de cointegración, β_i .

Supeditados a una estimación dada de β_i , el resto de los parámetros de los modelos VARX* se estiman consistentemente por mínimos cuadrados ordinarios a través de la siguiente ecuación:

$$\Delta \mathbf{x}_{it} = \mathbf{c}_{i0} + \delta_i ECM_{i,t-1} + \Lambda_{i0} \Delta \mathbf{x}_{it}^* + \Gamma_i \Delta \mathbf{z}_{i,t-1} + \mathbf{u}_{it} \quad (4)$$

donde $ECM_{i,t-1}$ son los términos de corrección del error correspondientes a las r_i relaciones de cointegración del modelo para el país i .

3.2.2 Solución del modelo GVAR

Una vez estimados los modelos VARX* individuales, la construcción del modelo GVAR a partir de los mismos es inmediata. En primer lugar, se recogen las variables domésticas y externas en un único vector de orden $(k_i + k_i^*) \times 1$, tal como $\mathbf{z}_{it} = (\mathbf{x}'_{it}, \mathbf{x}'_{it}^*)'$, con el fin de reescribir los modelos nacionales definidos en (2) como

$$\mathbf{A}_{i0} \mathbf{z}_{it} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1} t + \mathbf{A}_{i1} \mathbf{z}_{i,t-1} + \mathbf{A}_{i2} \mathbf{z}_{i,t-2} + \mathbf{u}_{it} \quad (5)$$

donde $\mathbf{A}_{i0} = (\mathbf{I}_{k_i}, -\Lambda_{i0})$, $\mathbf{A}_{i1} = (\Phi_{i1}, \Lambda_{i1})$, y $\mathbf{A}_{i2} = (\Phi_{i2}, \Lambda_{i2})$ son matrices de dimensión $k_i \times (k_i + k_i^*)$ y $\text{rango}(\mathbf{A}_{i0}) = k_i$, esto es, \mathbf{A}_{i0} tiene rango completo.

A continuación, todas las variables internas se agrupan bajo el vector global $\mathbf{x}_t = (\mathbf{x}'_{0t}, \mathbf{x}'_{1t}, \mathbf{x}'_{2t}, \dots, \mathbf{x}'_{Nt})'$, de orden $k \times 1$, donde $k = \sum_{i=0}^N k_i$ hace referencia al número de variables endógenas del modelo global. Nótese que el análisis no se ve afectado por la colocación de las variables en el vector de variables internas \mathbf{x}_{it} ni por la ordenación de los países en el vector global \mathbf{x}_t .

Las variables internas y externas para cada país, recogidas en \mathbf{z}_{it} , pueden expresarse en función del vector global, \mathbf{x}_t , como $\mathbf{z}_{it} = \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t$ para $i = 0, 1, \dots, N$, donde \mathbf{W}_i es una matriz de constantes fijas conocidas de dimensión $(k_i + k_i^*) \times k$, específica para cada país, definida en términos de las ponderaciones w_{ij} .

Interpretando \mathbf{W}_i como una “matriz de enlace” (*link matrix*), es posible definir los modelos nacionales en términos del vector global, \mathbf{x}_t , tal como $\mathbf{A}_{i0}\mathbf{W}_i\mathbf{x}_t = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1}t + \mathbf{A}_{i1}\mathbf{W}_i\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{A}_{i2}\mathbf{W}_i\mathbf{x}_{t-2} + \mathbf{u}_{it}$ para $i = 0, 1, \dots, N$, donde $\mathbf{A}_{i0}\mathbf{W}_i$, $\mathbf{A}_{i1}\mathbf{W}_i$, y $\mathbf{A}_{i2}\mathbf{W}_i$ son matrices de orden $k_i \times k$. Agrupando los modelos nacionales, se obtiene el modelo GVAR(2):

$$\mathbf{G}_0\mathbf{x}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1t + \mathbf{G}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{G}_2\mathbf{x}_{t-2} + \mathbf{u}_t \quad (6)$$

donde

$$\mathbf{G}_0 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{00}\mathbf{W}_0 \\ \mathbf{A}_{10}\mathbf{W}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_{N0}\mathbf{W}_N \end{pmatrix}, \quad \mathbf{G}_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{01}\mathbf{W}_0 \\ \mathbf{A}_{11}\mathbf{W}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_{N1}\mathbf{W}_N \end{pmatrix}, \quad \mathbf{G}_2 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{02}\mathbf{W}_0 \\ \mathbf{A}_{12}\mathbf{W}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_{N2}\mathbf{W}_N \end{pmatrix} \quad (7)$$

$$\mathbf{a}_0 = \begin{pmatrix} \mathbf{a}_{00} \\ \mathbf{a}_{10} \\ \vdots \\ \mathbf{a}_{N0} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{a}_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{a}_{01} \\ \mathbf{a}_{11} \\ \vdots \\ \mathbf{a}_{N1} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{u}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{u}_{0t} \\ \mathbf{u}_{1t} \\ \vdots \\ \mathbf{u}_{Nt} \end{pmatrix}$$

Por regla general, la matriz \mathbf{G}_0 , de orden $k \times k$, tendrá rango completo y, en consecuencia, será no singular. En ese caso, pre-multiplicando (6) por \mathbf{G}_0^{-1} , el modelo GVAR(2) puede escribirse como:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1t + \mathbf{F}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{F}_2\mathbf{x}_{t-2} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (8)$$

donde

$$\mathbf{F}_1 = \mathbf{G}_0^{-1}\mathbf{G}_1, \quad \mathbf{F}_2 = \mathbf{G}_0^{-1}\mathbf{G}_2$$

$$\mathbf{b}_0 = \mathbf{G}_0^{-1}\mathbf{a}_0, \quad \mathbf{b}_1 = \mathbf{G}_0^{-1}\mathbf{a}_1, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{G}_0^{-1}\mathbf{u}_t \quad (9)$$

que puede resolverse recursivamente para obtener los valores futuros de \mathbf{x}_t y emplearse para efectuar los análisis típicos de respuesta al impulso.¹

¹ Para que los resultados obtenidos a través del modelo GVAR tengan validez, deben verificarse las 4 condiciones siguientes: (1) cumplimiento de la hipótesis de exogeneidad débil de las variables externas con respecto a los parámetros a largo plazo del modelo condicional definido en la ecuación (3); (2) estabilidad del modelo global a través de los valores propios de la matriz \mathbf{F} definida en la ecuación (8); (3) pequeñez de las ponderaciones empleadas para la construcción de las variables externas específicas para cada país; y (4) dependencia cruzada débil de los shocks idiosincráticos. Para una explicación del procedimiento de comprobación de la hipótesis de exogeneidad débil, véase DdPS (2007:12-13), y para una descripción detallada de las otras tres condiciones del modelo GVAR, refiérase a PSW (2004:137).

4 Una aplicación a la UE-14 + EE.UU.

En este apartado se presenta un modelo GVAR para 14 países de la Unión Europea más Estados Unidos, con datos macroeconómicos, monetarios y fiscales que abarcan desde el segundo trimestre de 1978 hasta el cuarto trimestre de 2009.² La lista de países incluidos en el modelo, junto con las abreviaturas correspondientes empleadas en este trabajo, se especifica en la tabla 1.

Tabla 1. — Lista de países del modelo GVAR

Austria	AUT	Irlanda	IRL
Bélgica	BEL	Italia	ITA
Dinamarca	DNK	Países Bajos	NLD
Finlandia	FIN	Portugal	PRT
Francia	FRA	España	ESP
Alemania	DEU	Suecia	SWE
Grecia	GRC	Reino Unido	GBR
		Estados Unidos	USA

Fuente: Elaboración propia.

La elección de estos países no es casual: en 2009, último año disponible con datos definitivos, generaron el 38,38 por ciento del PIB mundial, medido en paridad de poder adquisitivo, de los que el 18,48 por ciento correspondieron a los 14 Estados Miembros de la UE (y de ellos el 14,68 por ciento a los países pertenecientes a la zona euro) y el resto a Estados Unidos.³ No se ha tomado en consideración al resto de las economías que conforman la UE-27 bien porque no existen datos sobre ellas para gran parte del período muestral, bien porque la calidad de las estadísticas no resulta adecuada a los estándares requeridos.

Las variables incluidas en nuestro modelo GVAR pueden englobarse bajo tres epígrafes, a saber, macroeconómicas, fiscales y monetarias. Como variables representativas de la situación económica general se han seleccionado el PIB real (y_{it}) y la tasa de inflación ($Dp_{it} = p_{it} - p_{i,t-1}$). Por su parte, con el fin de capturar los efectos del mercado de bonos sobre la producción y los precios, se incluye tanto el tipo de interés nominal a corto plazo (sr_{it}) como el tipo de interés nominal a largo plazo (lr_{it}). El tipo de cambio real ($ep_{it} = (e_{it} - p_{it})$) se define como unidades de moneda nacional por dólar estadounidense, divisa que se toma como referencia. Finalmente, a diferencia de trabajos anteriores, en nuestra aplicación se incorporan dos indicadores relativos a la evolución de las finanzas públicas, en particular, los ingresos públicos totales en términos reales (tr_{it}) y los gastos públicos totales en términos reales (te_{it}), en un intento de analizar las repercusiones de los shocks fiscales sobre las economías modeladas.

² Los datos empleados en el proceso de construcción de las series temporales han sido tomados fundamentalmente de la *OECD Economic Outlook Database*, la *OECD Main Economic Indicators Database* y la *IMF International Financial Statistics Database*. El anexo donde se facilita información detallada sobre las fuentes de datos y el proceso de construcción de las series temporales puede solicitarse por correo electrónico al autor principal.

³ Datos extraídos de la *World Economic Outlook Database*, compilada por el Fondo Monetario Internacional, edición de septiembre de 2011.

Concretamente:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \ln(GDP_{it} / CPI_{it}), & p_{it} &= \ln(CPI_{it}) \\
 tr_{it} &= \ln(YRGT_{it} / CPI_{it}), & te_{it} &= \ln(YPGT_{it} / CPI_{it}) \\
 sr_{it} &= 0,25 \times \ln(1 + IRS_{it} / 100), & lr_{it} &= 0,25 \times \ln(1 + IRL_{it} / 100) \\
 e_{it} &= \ln(ER_{it})
 \end{aligned} \tag{10}$$

donde GDP_{it} es el producto interior bruto, CPI_{it} el índice de precios al consumo, $YRGT_{it}$ los ingresos públicos totales, $YPGT_{it}$ los gastos públicos totales, IRS_{it} el tipo de interés a corto plazo, IRL_{it} el tipo de interés a largo plazo, y ER_{it} el tipo de cambio en términos de unidades de moneda nacional por dólar estadounidense, para el país i en el momento t .

Los modelos para cada país europeo, considerados como “pequeñas economías abiertas”, incluyen tanto las variables internas, esto es, y_{it} , Dp_{it} , tr_{it} , te_{it} , sr_{it} , lr_{it} , ep_{it} , como las variables externas, y_{it}^* , Dp_{it}^* , tr_{it}^* , te_{it}^* , sr_{it}^* , lr_{it}^* , además del logaritmo natural del precio del petróleo ($poil_t = \ln(POIL_t)$). En el caso de Grecia, no se han podido obtener datos fiables para el tipo de interés a largo plazo, por lo que dicha variable ($lr_{GRC,t}$) está ausente en su modelo. Las variables externas y el logaritmo natural del precio del petróleo adquieren la consideración de débilmente exógenas en el sentido discutido en párrafos anteriores, hipótesis que será formalmente contrastada más adelante.

A su vez, la economía estadounidense, debido a su importancia en el total mundial, se modela de forma ligeramente diferente. Así pues, mientras la producción ($y_{USA,t}^*$), la tasa de inflación ($Dp_{USA,t}^*$) y el tipo de cambio real ($ep_{USA,t}^*$) toman el carácter de variables débilmente exógenas, el precio del petróleo ($poil_t$) se incluye como variable endógena. En vistas a capturar los probables efectos de segunda vuelta de los shocks externos sobre EE.UU., se han incorporado a su modelo las variables externas relativas al output y la inflación específicas para tal país. Por el contrario, dada la baja probabilidad de que las finanzas europeas, desde la doble perspectiva privada y pública, repercutan sobre la evolución de las variables internas correspondientes, no se incluyen en el modelo para la economía estadounidense ni las variables externas específicas fiscales ($tr_{USA,t}^*$, $te_{USA,t}^*$), ni las monetarias ($sr_{USA,t}^*$, $lr_{USA,t}^*$).

Puesto que el objetivo principal de esta investigación es el estudio de los efectos macroeconómicos de shocks fiscales en la Unión Europea, en la presentación de resultados nos centraremos en el comentario de las repercusiones de tales perturbaciones sobre las mayores economías comunitarias, a saber, Alemania, Francia, Reino Unido, Italia, España y Países Bajos.

4.1 La matriz de pesos relativos en el comercio

La primera tarea de la metodología GVAR consiste en el cálculo de las variables externas específicas para cada país (las variables “estrella”) a partir de las variables internas correspondientes conforme a la relación $\mathbf{x}_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij} \mathbf{x}_{jt}$. Los pesos, de tipo fijo, se han construido sobre la base de la media de los flujos comerciales, exportaciones más importaciones, a lo largo del período 2005-2009, con datos extraídos de la *OECD Monthly Statistics of International Trade Database (OECD MSIT)*. En la tabla 2 se presenta la matriz de ponderaciones basada en los flujos comerciales para los 15 países en estudio.

Tabla 2. — Matriz de ponderaciones basada en los flujos comerciales

País	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1)	,000	,011	,013	,015	,014	,088	,022	,006	,043	,015	,008	,013	,016	,011	,020
(2)	,025	,000	,036	,044	,124	,087	,060	,131	,064	,165	,037	,045	,066	,080	,071
(3)	,009	,008	,000	,045	,011	,028	,017	,012	,013	,018	,008	,012	,127	,019	,015
(4)	,009	,008	,035	,000	,009	,018	,017	,006	,010	,016	,008	,008	,094	,013	,014
(5)	,057	,191	,062	,066	,000	,159	,100	,067	,187	,102	,133	,238	,079	,126	,120
(6)	,569	,247	,278	,231	,259	,000	,234	,099	,269	,323	,172	,209	,218	,200	,246
(7)	,006	,005	,007	,007	,008	,010	,000	,004	,023	,007	,003	,009	,005	,006	,005
(8)	,007	,040	,018	,013	,018	,023	,015	,000	,013	,016	,010	,017	,014	,085	,071
(9)	,121	,056	,052	,059	,135	,110	,221	,041	,000	,057	,064	,130	,051	,065	,085
(10)	,036	,201	,083	,091	,065	,129	,085	,054	,072	,000	,054	,058	,087	,114	,093
(11)	,006	,007	,008	,009	,017	,013	,006	,005	,013	,008	,000	,088	,007	,011	,008
(12)	,031	,036	,033	,038	,123	,066	,068	,038	,100	,041	,387	,000	,033	,060	,035
(13)	,018	,023	,204	,191	,020	,034	,019	,013	,020	,026	,015	,017	,000	,031	,031
(14)	,042	,091	,102	,097	,104	,111	,076	,304	,082	,114	,062	,094	,110	,000	,187
(15)	,063	,075	,070	,095	,095	,124	,059	,220	,091	,093	,038	,061	,093	,180	,000

Nota: Las ponderaciones basadas en los flujos comerciales se muestran por columnas y se calculan como participaciones en las exportaciones más las importaciones de cada país, de manera que las columnas de la matriz sumen la unidad.

Países: (1) AUT, (2) BEL, (3) DNK, (4) FIN, (5) FRA, (6) DEU, (7) GRC, (8) IRL, (9) ITA, (10) NLD, (11) PRT, (12) ESP, (13) SWE, (14) GBR, (15) USA.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *OECD Monthly Statistics of International Trade Database*, 2005-2009.

Las participaciones en el comercio de cada país se muestran por columnas. Esta matriz juega un papel fundamental, por dos motivos: por una parte, conecta los modelos de los distintos países y, por otra, muestra las relaciones de dependencia entre las diferentes economías. Así, por ejemplo, no resulta extraño que las locomotoras de la Unión, es decir, Alemania y, en menor medida, Francia, sean los principales socios comerciales de la mayoría de los países analizados, con una cuota en el total de los intercambios que oscila entre el 10 y el 20 por ciento y el 5 y el 15 por ciento para cada economía, respectivamente. En otras ocasiones, las participaciones en los flujos comerciales se deciden en función de relaciones históricas o de vecindad (países anglosajones, escandinavos o ibéricos). Así pues, esos países serán fundamentales para la transmisión de las perturbaciones entre los países, ya sea a través de los efectos de segunda vuelta, ya mediante las operaciones en los mercados financieros.

4.2 Las propiedades de integración de las series

El segundo paso en el proceso de modelado consiste en seleccionar las transformaciones adecuadas de las variables domésticas y externas para su inclusión en los modelos VARX* individuales. En este trabajo, siguiendo la recomendación de PSW y DdPS, asumimos que las variables incluidas en los modelos específicos para cada país son integradas de orden uno ($I(1)$), lo que nos permitirá distinguir entre relaciones de corto y de largo plazo e interpretar las de largo plazo como relaciones de cointegración. Por consiguiente, en los párrafos siguientes investigaremos formalmente el orden de integración de las series en estudio por medio de los test de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (ADF – *Augmented Dickey Fuller*) (Dickey & Fuller, 1979) y Dickey Fuller Simétrico Ponderado (WS – *Weighted-Symmetric Dickey Fuller*) (Park & Fuller, 1995) para las variables internas, externas y globales tanto en niveles, como en primeras y segundas diferencias.

Para que los resultados de las pruebas de raíces unitarias sean comparables, éstas se efectúan sobre el mismo período muestral, desde el segundo trimestre de 1978 hasta el cuarto trimestre de 2009, empezando por un proceso auto-regresivo de orden 4. Las regresiones para las variables en niveles, a excepción de la tasa de inflación y los tipos de interés, incluyen una ordenada en el origen y una tendencia temporal, mientras que las de las primeras y segundas diferencias incluyen sólo una ordenada en el origen. Se ha empleado el criterio de información de Akaike (AIC) para seleccionar el número de retardos de las regresiones a partir de las que se generan los estadísticos de los tests de raíces unitarias.

Del análisis de los resultados del test ADF se desprende que no puede rechazarse la hipótesis nula de que las variables son integradas de orden uno en la mayoría de los casos. Las violaciones de dicha suposición se producen únicamente para algunas variables domésticas, en concreto, la tasa de inflación en Austria, los ingresos públicos totales en Países Bajos y los gastos públicos totales en Francia. A su vez, los resultados del test WS parecen indicar que casi todas las series en estudio tienen una raíz unitaria. Tal como demuestran Leybourne *et al.* (2005), el poder discriminatorio de la prueba de raíces unitarias WS es mayor en comparación el test ADF tradicional.⁴

4.3 Especificación y estimación de los modelos VARX* individuales

Por razones económicas obvias, la especificación de los modelos individuales de las economías europeas, por un lado, y de Estados Unidos, por otro, son diferentes. Los países comunitarios funcionarían como “pequeñas economías abiertas”; por el contrario, Estados Unidos se asimilaría a una “economía cerrada”, debido a su alta importancia relativa en el conjunto de la economía mundial. Por consiguiente, los modelos para las economías europeas contienen y , Dp , tr , te , sr , lr y ep como variables endógenas, e y^* , Dp^* , tr^* , te^* , sr^* , lr^* y $poil$ como variables débilmente exógenas. En el caso de

⁴ Por limitaciones en el espacio, no se presentan los resultados de los test de raíces unitarias ADF y WS. Aquel lector interesado puede solicitar por correo electrónico dicho anexo al autor principal.

Grecia, por causas ligadas a las limitaciones de las estadísticas nacionales, la relación de variables endógenas no contempla el tipo de interés a largo plazo. Por su parte, el modelo para Estados Unidos incluye y_{USA} , Dp_{USA} , tr_{USA} , te_{USA} , sr_{USA} , lr_{USA} y $poil$ como variables endógenas, e y_{USA}^* , Dp_{USA}^* y ep_{USA}^* , como variables débilmente exógenas.⁵

Una vez formulada las especificaciones de los modelos VARX* nacionales, la fase siguiente del análisis consiste en la estimación de los mismos, así como la determinación del rango de su espacio de cointegración. En primer lugar, seleccionaremos el orden de los modelos VARX* (p_i, q_i) individuales, donde p_i señala el número de retardos de las variables internas y q_i el número de retardos de las variables externas (las variables “estrella”). Nótese que p_i no tiene por qué ser igual a q_i , tal como indican DdPS en su trabajo (2007:12). A causa de la reducida longitud de la muestra disponible en comparación con el elevado número de parámetros a estimar en los modelos, hemos decidido que el número de retardos de las variables externas, q_i , no podrá ser superior a uno; a su vez, para la determinación del número de retardos de las variables internas, p_i , emplearemos el criterio de información de Akaike (AIC), si bien no permitiremos que éste sea mayor que tres.

Tabla 3. — Orden de los modelos VARX* y número de relaciones de cointegración para cada país

País	VARX* (p_i, q_i)		Nº relaciones de cointegración
	p_i	q_i	
Austria	2	1	2
Bélgica	2	1	4
Dinamarca	2	1	3
Finlandia	2	1	2
Francia	3	1	4
Alemania	2	1	3
Grecia	2	1	4
Irlanda	2	1	4
Italia	2	1	4
Países Bajos	2	1	4
Portugal	2	1	4
España	2	1	5
Suecia	2	1	3
Reino Unido	2	1	4
Estados Unidos	2	1	3

Fuente: Elaboración propia.

El orden de los modelos VARX* para cada país aparece recogido en la tabla 3. Para todas las economías en estudio, a excepción de la francesa, parece que un modelo VARX* (2, 1) es el que mejor ajusta los datos; por su parte, en el caso de Francia, nos hemos decantado por un modelo VARX* (3, 1). Seguidamente, se estiman de manera individual los modelos VARX* específicos para cada país en su forma de corrección del

⁵ El tratamiento del precio del petróleo como variable endógena en el modelo estadounidense hace posible que la evolución de las variables macroeconómicas globales tenga consecuencias sobre el mismo. Por su parte, como el tipo de cambio del dólar queda fijado fuera del modelo estadounidense, debe recogerse en su especificación como variable débilmente exógena.

error⁶, aplicando el procedimiento de regresión en rango reducido de Johansen. En este sentido, primero efectuaremos el análisis de cointegración, en el que cada modelo VECMX* nacional está sujeto a las condiciones del caso IV descritas en Pesaran *et al.* (2000), esto es, constantes no restringidas en niveles y coeficientes de las tendencias deterministas restringidos dentro del espacio de cointegración.⁷ Luego, calcularemos los estadísticos de la traza con vistas a determinar el número de relaciones de cointegración de los modelos para cada país.

El número de relaciones de cointegración para cada país se presenta en la última columna de la tabla 3. Las relaciones de cointegración pueden interpretarse como relaciones de largo plazo entre las variables, ya sea sólo entre las domésticas, ya entre las internas y las externas. No obstante, la identificación de las relaciones de largo plazo conlleva la imposición y posterior contraste de un conjunto de restricciones de sobreidentificación sobre las relaciones de cointegración, tarea que queda fuera del alcance de este trabajo.^{8 9}

4.4 Efectos contemporáneos de las variables externas sobre sus equivalentes internas

A partir de las estimaciones de los modelos VARX* específicos para cada país, en su forma de corrección del error, se obtienen los coeficientes estimados de las variables externas contemporáneas en diferencias, también llamadas “elasticidades de impacto” (*impact elasticities*). Estos indicadores, que miden la variación contemporánea de una variable interna ante un cambio de un uno por ciento en su equivalente externa correspondiente, proporcionan una información valiosa acerca de las relaciones que existen entre los movimientos de las variables internas y externas para los distintos países analizados. En este sentido, podríamos preguntarnos por las consecuencias sobre el PIB español de un incremento de un uno por ciento en el PIB externo para España. Como veremos, dicho aumento porcentual en un trimestre cualquiera conllevaría un aumento del 0,26 por ciento en el PIB real español en ese mismo período, si bien la variación no es estadísticamente significativa. En la tabla 4 se presentan para el

⁶ La presencia de raíces unitarias en la mayoría de las variables en estudio invalidaría los resultados obtenidos a través de la regresión en niveles por mínimos cuadrados ordinarios.

⁷ Garratt *et al.* (2006), en el capítulo 6 de su obra, proporcionan una explicación paso a paso sobre el proceso de estimación de los modelos VAR con relaciones de cointegración, donde se especifican los diferentes tratamientos (casos) que pueden darse a las componentes deterministas.

⁸ La reducida cantidad de observaciones disponibles en contraste con el elevado número de parámetros a estimar nos han limitado las posibilidades en la especificación de los modelos nacionales. Por tal motivo, resulta satisfactorio que sólo 24 de las 102 regresiones no pasen el test de correlación serial de los residuos para los modelos VECMX* nacionales.

⁹ Puesto que se verifican las 4 condiciones que debe cumplir todo modelo GVAR, los resultados obtenidos en nuestra aplicación quedan validados. Específicamente, (1) la hipótesis de exogeneidad débil no puede rechazarse para 95 de las 101 variables externas; (2) el modelo es dinámicamente estable, ya que los módulos de los 312 valores propios de la matriz **F**, definida en (8), se hallan en el círculo unitario o dentro del mismo; (3) las ponderaciones basadas en los flujos comerciales son relativamente pequeñas, como puede apreciarse en la matriz de ponderaciones recogida en la tabla 2; y (4) la dependencia cruzada de los shocks idiosincráticos es débil, según se desprende del análisis de las correlaciones cruzadas medias de las variables del modelo GVAR y de los residuos de los modelos VECMX* individuales.

conjunto de economías en estudio las estimaciones de las elasticidades de impacto junto con sus correspondientes estadísticos t computados mediante el estimador de la varianza consistente con la heteroscedasticidad y la auto-correlación de Newey-West.

Tabla 4. — Efectos contemporáneos de las variables externas sobre sus homólogos internas (estimador de la varianza de Newey-West)

País	y	Dp	tr	te	sr	lr
AUT	0,37	0,36	0,10	0,21	0,89	0,77
	[3,04]	[3,29]	[0,72]	[2,43]	[7,00]	[10,08]
BEL	0,49	1,08	0,15	0,02	1,11	0,77
	[3,35]	[10,08]	[0,99]	[0,18]	[12,25]	[11,29]
DNK	0,40	0,65	0,20	0,08	0,73	0,82
	[2,64]	[3,30]	[1,34]	[0,87]	[2,27]	[6,28]
FIN	0,72	0,50	0,37	0,03	0,87	0,89
	[3,38]	[4,91]	[1,52]	[0,17]	[3,06]	[5,54]
FRA	0,51	0,60	0,19	0,20	1,15	0,94
	[5,98]	[8,12]	[2,08]	[3,83]	[7,79]	[10,18]
DEU	1,07	0,54	0,52	-0,37	0,80	0,72
	[2,66]	[6,52]	[1,40]	[-0,65]	[6,58]	[10,19]
GRC	0,26	0,62	0,25	0,38	0,30	—
	[4,03]	[3,74]	[1,18]	[1,89]	[1,41]	
IRL	0,20	1,14	0,28	0,11	0,65	0,76
	[0,92]	[4,83]	[1,65]	[0,92]	[1,54]	[4,85]
ITA	0,46	0,30	0,16	0,69	0,58	0,92
	[2,69]	[2,29]	[0,91]	[4,51]	[3,41]	[6,90]
NLD	0,35	0,79	0,38	0,13	0,88	0,95
	[2,21]	[11,27]	[3,12]	[1,16]	[8,88]	[19,18]
PRT	0,23	1,26	0,49	0,66	0,10	0,96
	[1,63]	[4,31]	[3,42]	[4,11]	[0,92]	[3,06]
ESP	0,26	0,92	0,20	-0,02	0,41	0,88
	[1,77]	[4,21]	[1,48]	[-0,22]	[1,88]	[4,60]
SWE	0,69	0,98	0,41	-0,24	0,44	0,85
	[4,11]	[4,82]	[1,76]	[-1,12]	[2,74]	[5,44]
GBR	0,90	0,86	0,61	-0,09	0,64	1,05
	[3,40]	[3,77]	[1,56]	[-0,17]	[2,70]	[8,65]
USA	0,36	1,13	—	—	—	—
	[2,79]	[6,18]				

Nota: Los valores en negrita denotan significación estadística a un nivel del 5 por ciento. Los estadísticos t consistentes con la heteroscedasticidad y la auto-correlación de Newey-West aparecen expresados entre corchetes.

Fuente: Elaboración propia.

Como puede apreciarse, las elasticidades de impacto relacionadas con el PIB real externo son positivas y estadísticamente significativas para la mayoría de los países, lo que pone de relieve el notable grado de sincronía que existe en las variaciones de la producción entre las distintas economías. Por lo que respecta a los precios, las elasticidades de impacto, estadísticamente significativas en todos los casos, muestran valores relativamente elevados para una gran parte de los países estudiados. A su vez, se percibe también que las elasticidades de impacto para los tipos de interés a largo plazo son elevadas y significativas en el conjunto de los países investigados, indicativo de la dinámica semejante que siguen los mercados de bonos nacionales y extranjeros. En contraste, las relaciones entre los movimientos de los tipos de interés a corto plazo internos y externos son relativamente más débiles. En el extremo opuesto se sitúan las finanzas públicas: raramente las elasticidades de impacto relativas tanto a los ingresos públicos totales como a los gastos públicos totales son estadísticamente significativas,

resultados que concuerdan con la escasa o nula coordinación de las políticas fiscales en la Unión Europea.

4.5 Análisis dinámico

La finalidad de este apartado consiste en el estudio de las propiedades dinámicas del modelo GVAR. Específicamente, se analizan los efectos de varias perturbaciones en las variables fiscales sobre la evolución de las economías de los Estados Miembros de la Unión Europea, prestando especial atención a las repercusiones que éstas puedan tener sobre Alemania, Francia, Reino Unido, Italia, Países Bajos y, sobre todo, España. Para ello, se emplearán las funciones de respuesta al impulso generalizadas (GIRF – *Generalized Impulse Response Functions*), propuestas en Koop, Pesaran & Potter (1996) para modelos no lineales y posteriormente desarrolladas en Pesaran & Shin (1998) para modelos de vectores de corrección del error.¹⁰

Las GIRF son una alternativa a las tradicionales funciones de respuesta al impulso ortogonalizadas (OIR – *Orthogonalized Impulse Responses*) de Sims (1980). En líneas generales, existen dos diferencias fundamentales entre los dos métodos. En primer lugar, las GIRF son invariantes al orden de las variables y los países en el modelo GVAR, mientras que las OIR no. En concreto, las GIRF no requieren de la ortogonalización de los residuos del sistema y, por tanto, de restricciones sustentadas en la teoría económica, dado que toman las correlaciones históricas entre las variables recogidas en la matriz de covarianzas estimada. En segundo término, las GIRF no ofrecen información acerca de las relaciones causales entre las variables, en cambio las OIR sí. En este sentido, en las GIRF no se procede a la identificación de los shocks, de manera que resulta imposible dar una interpretación económica estructural a tales perturbaciones, pero sí ofrecen bastante información acerca del mecanismo de propagación de los shocks por los diferentes países.

En nuestra aplicación, el análisis de las propiedades dinámicas del modelo GVAR se llevará a cabo por medio de las siguientes simulaciones: (1) un shock positivo de una desviación estándar en los ingresos públicos totales de Alemania, y (2) un shock negativo de una desviación estándar en los gastos públicos totales de Alemania.¹¹ Puesto que cada economía está potencialmente relacionada con el resto, estas simulaciones permitirán determinar el alcance de los *spillovers* entre los diferentes países del estudio.

En un paso siguiente, a través de la utilización de la descomposición de la varianza del error de predicción (GFEVD – *Generalized Forecast Error Variance*

¹⁰ Garratt *et al.* (2006), en los capítulos 6 y 10 de su libro, ofrecen una explicación teórico-práctica sobre la aplicación de las GIRF a los modelos VARX* y los modelos VAR con relaciones de cointegración.

¹¹ Por limitaciones de espacio, no aparecen en el texto las simulaciones relativas a un shock positivo de una desviación estándar en los ingresos públicos totales de Francia, un shock positivo global de una desviación estándar en los ingresos públicos totales, un shock negativo de una desviación estándar en los gastos públicos totales de Francia, y un shock negativo global de una desviación estándar en los gastos públicos totales. Los resultados de dichos experimentos pueden obtenerse enviando un correo electrónico al autor principal.

Decompositions), procuraremos descifrar los canales de transmisión de las fluctuaciones económicas entre los distintos países. Específicamente, las GFEVD miden en cada momento la proporción de la varianza del error de predicción del shock simulado que es explicada por las innovaciones presentes y futuras en las variables de cada país. Pese a que la suma de las contribuciones no es igual a la unidad, debido a la existencia de correlaciones contemporáneas entre las innovaciones, las GFEVD permiten detectar las causas que determinan la dinámica de la economía de los países europeos.

4.5.1 Shock en los ingresos públicos totales de Alemania

Las respuestas al impulso generalizadas de un shock positivo (de una desviación estándar) en los ingresos públicos totales de Alemania aparecen recogidas en el gráfico 1. En particular, en cada uno de los gráficos de las GIRF se dibujan los efectos de una perturbación sobre las variables domésticas de las seis mayores economías de la Unión Europea más Estados Unidos y la variable global (el precio del petróleo) a lo largo de 20 trimestres, calculados por el método de *bootstrapping* para 2000 simulaciones. En el eje horizontal se representa el horizonte temporal, mientras que en el eje vertical se mide la variación porcentual de la variable en análisis ante el shock correspondiente.¹²

13

Cabe advertir que los efectos de las perturbaciones simuladas sobre las variables en estudio en pocas ocasiones son estadísticamente significativos (según se desprende de los gráficos con las bandas de confianza, no presentados). Esta falta de eficiencia en las estimaciones puede deberse al tamaño relativamente reducido de la muestra disponible que, en cierto modo, nos obliga a restringir la especificación dinámica del modelo. En cualquier caso, tal hecho no quita interés económico a nuestra aplicación: por una parte, nos permite conocer si la dinámica de las variables entre los distintos países ante un mismo shock está sincronizada y, por otra parte, nos posibilita evaluar el alcance de los efectos *spillover* entre las diferentes economías. En definitiva, nuestro modelo GVAR servirá no tanto para cuantificar sino más bien para cualificar el comportamiento económico de los países.

Como puede apreciarse en el gráfico 1, un shock positivo de una desviación estándar en los ingresos públicos totales de Alemania provoca un incremento instantáneo de alrededor de un 1 por ciento en el PIB real del país. A lo largo del primer año, las consecuencias positivas de la perturbación sobre la producción alemana se refuerzan, hasta estabilizarse en torno al 1,40 por ciento anual de media a partir del segundo año. Por su parte, el alcance de los efectos desbordamiento sobre el PIB real del resto de las grandes economías estudiadas, aunque positivo, parece ser bastante más limitado. En este sentido, los picos en las respuestas de la producción se alcanzan en el

¹² Una exposición detallada del método de *bootstrapping* para los modelos GVAR puede encontrarse en el Suplemento A de Dées *et al.* (2007).

¹³ Por motivos de espacio, no se presentan los resultados de las simulaciones por variables y países junto con sus bandas de confianza al 90 por ciento, calculadas por el método de *bootstrapping* para 2000 replicaciones. No obstante, aquel lector interesado puede solicitar dicho anexo por correo electrónico al autor principal.

transcurso del cuarto al octavo trimestre. En cualquier caso, conviene subrayar el notable grado de sincronización en las respuestas que muestran las economías analizadas ante la citada perturbación.

Como era de esperar, el aumento no esperado de los ingresos públicos totales en Alemania provoca un incremento instantáneo en los niveles de precios en la práctica totalidad de las grandes economías estudiadas, a excepción del Reino Unido. En términos generales, la tasa de inflación sufre oscilaciones moderadas a corto plazo hasta que se estabiliza en el rango comprendido entre el 0,30 y el 0,80 por ciento a partir del octavo trimestre. En este caso, los efectos *spillover* del shock, si bien limitados en magnitud, se dejan sentir rápidamente en el conjunto de los países.

Tal unanimidad en las consecuencias de la perturbación alemana no se observa, sin embargo, en el comportamiento de los tipos de interés nominales a corto plazo, posiblemente a causa de los distintos grados de aversión de los países a la inflación: las autoridades alemanas y holandesas mostrarían un comportamiento más agresivo, frente al incremento más relajado que exhibirían los tipos de interés a corto plazo en Francia, Reino Unido e Italia, llegando incluso a ser negativo en Estados Unidos y España. Por su parte, la senda cíclica seguida por los tipos de interés nominales a largo plazo en esas siete economías como respuesta al shock es bastante similar, a pesar de que nuevamente podrían distinguirse *grosso modo* los tres grupos de países antes mencionados.

Por lo que respecta a las repercusiones del shock positivo en los ingresos públicos totales de Alemania sobre las variables fiscales, los efectos domésticos son positivos y estadísticamente significativos durante la totalidad del período analizado. Por el contrario, los efectos desbordamiento de la perturbación oscilan alrededor de cero en el caso de los gastos públicos, mientras que son moderadamente positivos para los ingresos públicos.

4.5.2 Shock en los gastos públicos totales de Alemania

El gráfico 2 muestra las GIRF asociadas a un shock negativo en los gastos públicos totales de Alemania. Como se aprecia claramente, las repercusiones de la perturbación sobre el PIB real son negativas en el conjunto de los países representados. Específicamente, el descenso no anticipado en los gastos públicos totales de Alemania origina una reducción instantánea de casi un 0,90 por ciento en la producción real del país fuente de la perturbación. A su vez, los efectos desbordamiento sobre las otras cinco grandes economías de la UE más Estados Unidos, si bien igualmente negativos, tendrían un carácter moderado, con independencia de las diferencias en magnitud existentes. Por lo demás, estos resultados parecen indicar la existencia de un cierto nivel de sincronización en las respuestas de las economías estudiadas ante la disminución no anticipada en los gastos públicos totales germanos.

Los efectos contemporáneos de la disminución no anticipada en los gastos públicos totales de Alemania sobre la tasa de inflación de las grandes economías europeas y norteamericana parecen ser diversos, según aparecen recogidos en el gráfico

2. Así pues, el shock tendría un impacto positivo en los niveles de precios de las economías británica y alemana; en cambio, éste sería negativo en Países Bajos, Estados Unidos, Italia, España y Francia. Durante los ocho trimestres siguientes a la perturbación, las GIRF correspondientes a estos siete países parecen presentar varias oscilaciones, si bien a partir del tercer año se estabilizarían en torno al $-0,05$ por ciento en comparación con el valor anterior al shock.

Las respuestas de los tipos de interés nominales a corto plazo son heterogéneas, posiblemente a causa de los distintos grados de aversión de las autoridades locales a la inflación. A la vista del gráfico 2, podrían distinguirse tres grupos: por un lado, estarían Alemania y Países Bajos, países cuyas GIRF se situarían por debajo de la línea de base, por otro, Reino Unido, Estados Unidos, Francia e Italia, donde la dinámica de las GIRF giraría en torno al cero y, por último, una aislada España, que experimentaría un incremento en su tipo de interés en relación con la situación anterior a la perturbación. Como suele ser habitual, el comportamiento seguido por las GIRF correspondientes a los tipos de interés nominales a largo plazo es más similar. En este sentido, tanto el efecto doméstico como los efectos *spillover* del shock sobre esta variable serían de ligera a moderadamente positivos.

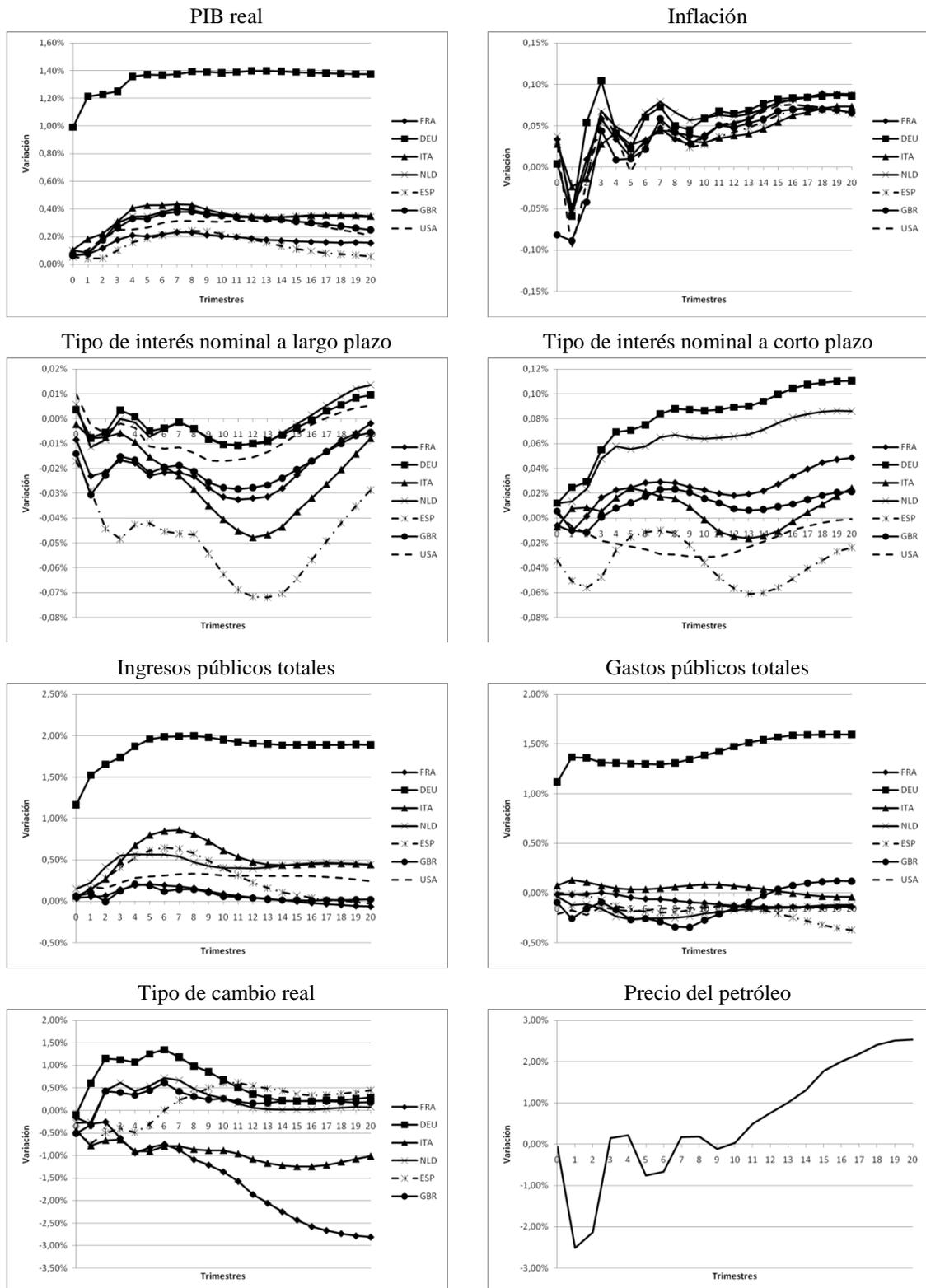
Finalmente, en lo referente a las consecuencias del shock negativo en los gastos públicos totales de Alemania sobre las variables fiscales, los efectos domésticos son negativos y estadísticamente significativos en el transcurso de los veinte trimestres siguientes a la perturbación. A su vez, los efectos desbordamiento del shock fluctúan en torno a cero en el caso de los gastos públicos, en cambio son moderadamente negativos para los ingresos públicos, al menos en el corto-medio plazo, en la mayor parte de las economías de gran tamaño.

4.5.3 Resultados de las GFEVD¹⁴

En términos generales, por lo que atañe a los shocks en los ingresos y los gastos públicos totales de Alemania, respectivamente, se observa que, entre las variables del país fuente de la perturbación, la variable del shock explicaría una gran parte de la varianza del error de predicción tanto en el momento del impacto como en el corto plazo. Sin embargo, conforme se incrementa el número de trimestres desde el shock, la contribución relativa de la variable del shock disminuiría, al tiempo que se elevaría la del resto de variables domésticas. Desde una perspectiva global, el comportamiento de las variables sería similar al ya descrito para los países origen de la perturbación. Por último, si se atiende a la contribución relativa de cada país a la explicación de la varianza del error de predicción, se percibe que el propio país fuente de la perturbación explicaría buena parte de la varianza del shock en todo momento, aunque a medida que pasan los trimestres iría cediendo peso al resto de las economías estudiadas.

¹⁴ Por motivos de espacio, no se reportan las tablas con los resultados de las GFEVD. Aquel lector interesado puede obtener dicho anexo vía correo electrónico al autor principal.

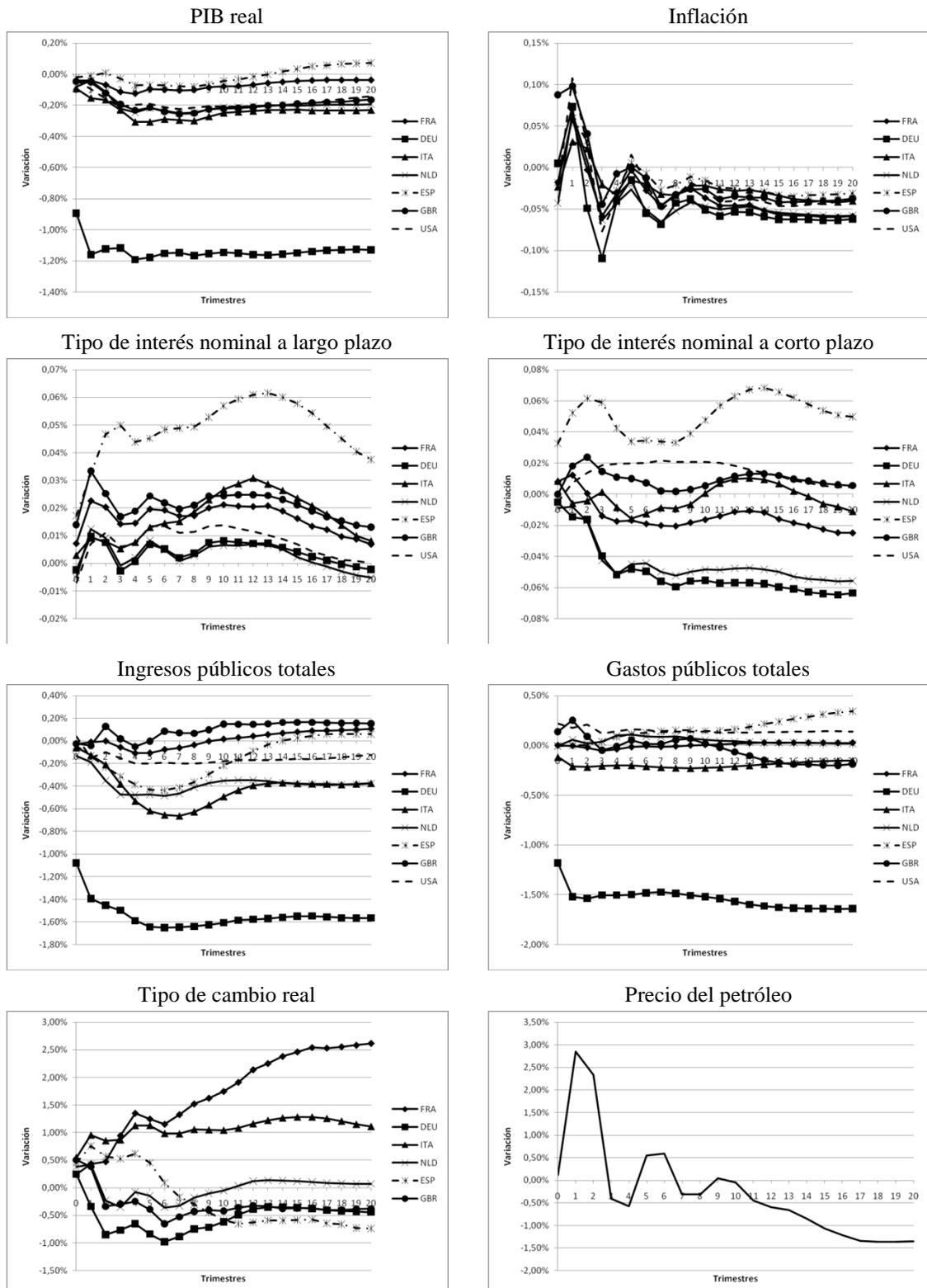
Gráfico 1. — Respuestas al impulso generalizadas de un shock positivo (de una desviación estándar) en los ingresos públicos totales de Alemania



Nota: Se presentan las estimaciones medianas calculadas por el método de *bootstrapping* para 2000 simulaciones.

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2. — Respuestas al impulso generalizadas de un shock negativo (de una desviación estándar) en los gastos públicos totales de Alemania



Nota: Se presentan las estimaciones medianas calculadas por el método de *bootstrapping* para 2000 simulaciones.

Fuente: Elaboración propia.

5 Conclusiones

Este trabajo está compuesto de dos partes fundamentales: en la primera de ellas, se especifica teóricamente la metodología “Global VAR”, tomando como referencia los trabajos fundacionales de PSW (2004) y DdPS (2007), mientras que en la segunda se construye una aplicación del modelo GVAR para catorce países de la antigua Unión Europea de los Quince (excepto Luxemburgo) más Estados Unidos, usando series trimestrales de tipo macroeconómico, monetario y fiscal comprendidas desde el segundo trimestre de 1978 hasta el cuarto trimestre de 2009. El objetivo de esta investigación consiste en analizar las interdependencias entre las economías de los diferentes países y, de manera más concreta, estudiar las posibles repercusiones que un shock en alguna de las variables fiscales de un país (o de todos a la vez) pueda ocasionar sobre el resto de las economías.

La clave de la metodología GVAR reside en la inclusión en cada uno de los modelos individuales para cada país de un conjunto de variables externas específicas, las cuales posibilitan el tratamiento de los factores comunes que afectan a las distintas economías. A pesar de que la metodología GVAR puede aplicarse en multitud de situaciones de diversa índole, en este trabajo nos hemos centrado en las implicaciones tanto a corto como a largo plazo de un conjunto de shocks externos para los países que forman la Unión Europea. Específicamente, se proporcionan los efectos de impacto relacionados con cambios externos en los ingresos y en los gastos públicos totales, y se presentan los perfiles temporales asociados a estas perturbaciones obtenidos a través del empleo de las funciones de respuesta al impulso generalizadas.

Esta investigación contribuye al enriquecimiento de la literatura existente a través de varias vertientes: a diferencia de otros trabajos en los que se incorpora la vertiente fiscal en el modelo GVAR, en nuestra investigación (1) se considera no una medida sintética del estado de las finanzas públicas, como el déficit público, sino los ingresos públicos totales y los gastos públicos totales por separado; (2) se modelan no sólo las economías pertenecientes a la zona euro, sino los países de la antigua UE-15 más Estados Unidos; y (3) se presentan, por primera vez, en el marco de la metodología GVAR los resultados de las simulaciones relativas a los efectos de las perturbaciones sobre los ingresos públicos totales y los gastos públicos totales tanto en el país origen del shock como en el resto de las economías con las que mantiene relaciones comerciales.

De este trabajo se desprenden un conjunto de conclusiones interesantes que pueden servir de guía para la formulación de la política económica. Los resultados de las simulaciones evidencian que los efectos de los shocks en las variables fiscales nacionales son mayores en los países donde éstos se producen, mientras que los efectos externos asociados a los mismos tendrían un alcance limitado. El PIB real de las economías suele responder positivamente ante un incremento no anticipado en los ingresos públicos totales, y negativamente ante una reducción no anticipada en los gastos públicos totales. Una mayor similitud en la dinámica de los movimientos puede

encontrarse en la tasa de inflación y los tipos de interés a largo y a corto plazo; por el contrario, las respuestas de las variables fiscales denotarían un cierto nivel de heterogeneidad. Obviamente, la magnitud de los efectos es diferente en función de los países. Por su parte, los shocks globales en las variables fiscales también parecen tener los efectos antes mencionados para los shocks nacionales sobre el PIB real de las economías analizadas, al menos en el momento del impacto. Además, la dinámica seguida por el resto de variables suele mostrar un mayor grado de similitud, si bien se producirían diferencias según el shock global fuera en los ingresos o en los gastos públicos totales. Así pues, estos resultados sugieren la importancia de profundizar en el lento proceso de coordinación de la fiscalidad en la Unión Europea.

En resumen, tal como apuntan DdPS, la metodología GVAR empleada en este trabajo proporciona una estructura espacio-temporal complicada, aunque manejable, para el análisis de los mecanismos de transmisión de las perturbaciones y sus efectos de segunda vuelta entre las distintas economías que, además, puede ser modificada de manera relativamente sencilla conforme a las necesidades de política económica. En este sentido, conforme las bases de datos estadísticas vayan mejorando, sería aconsejable mejorar nuestro modelo GVAR por dos vías diferentes: una, mediante el incremento del número de países, con el fin de obtener una mejor representación de la economía mundial y, otra, a través de la desagregación de las fuentes de los ingresos y los gastos públicos totales, en vistas a identificar los orígenes de la heterogeneidad de las respuestas de las variables fiscales y servir de guía a la política económica.

La crisis económica y financiera, surgida a finales de la década anterior y cuyos efectos perversos perduran en la actualidad, ha puesto en evidencia las limitaciones de los conocimientos disponibles sobre la economía en general y los efectos de la política fiscal en particular. Tales hechos han impulsado a los académicos a incrementar la cantidad y la calidad de las investigaciones con el propósito de encontrar soluciones factibles que posibiliten el retorno a la senda del crecimiento. Este trabajo no constituye sino un primer paso hacia la elaboración futura de un modelo de equilibrio general aplicado (MEGA) que incorpore explícitamente la vertiente fiscal de la economía. Dicho MEGA podría elaborarse a dos escalas diferentes: por una parte, a nivel estatal, para los países que forman la Unión Europea y, por otra, desde una perspectiva regional, para las Comunidades Autónomas en las que se divide España.

6 Bibliografia

- Afonso, A. and R. M. Sousa (2009), “The macroeconomic effects of fiscal policy”, *European Central Bank Working Paper Series*, No. 991, January 2009.
- Beetsma, R., M. Giuliodori and F. Klaassen (2006), “Trade spill-overs of fiscal policy in the European Union: a panel analysis”, *Economic Policy*, October 2006, 639–687.
- Blanchard, O.J. and R. Perotti (2002), “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *Quarterly Journal of Economics* **117** (4), 1329–1368.
- Burriel, P., F. de Castro, D. Garrote, E. Gordo, J. Paredes and J. Pérez (2009): “Fiscal Policy Shocks in the Euro Area and the US: An Empirical Assessment”, *European Central Bank Working Paper Series*, No. 1033, December 2009.
- Buti, M. (ed.) (2003), *Monetary and Fiscal Policies in EMU: Interactions and Coordination*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Capet, S. (2004), “The Efficiency of Fiscal Policies: a Survey of the Literature”, *CEPII Working Paper*, No. 2004/11.
- Dées, S., F. di Mauro, M.H. Pesaran & L.V. Smith (2007): “Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis”, *Journal of Applied Econometrics* **22**(1), 1–38.
- Dewachter, H., R. Houssa, & P. Toffano (2010): “Spatial Propagation of Macroeconomic Shocks in Europe”, University of Leuven.
- Dickey D.A. & W.A. Fuller (1979): “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association* **74**, 427-431.
- Fatás, A. and I. Mihov (2000), “Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation”, *mimeo*, INSEAD.
- Favero, C. (2002), “How do European Monetary and Fiscal Authorities behave?”, *IGIER Working Paper Series*, No. 214, May 2002.
- Galesi, A. & S. Sgherri (2009): “Regional Financial Spillovers across Europe: A Global VAR Analysis”, *IMF Working Paper WP/09/23*, International Monetary Fund.
- Galí, J., López-Salido, J.D. and J. Vallés (2003), “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption”, *mimeo*, Universitat Pompeu Fabra.
- Garratt, A., K. Lee, M. H. Pesaran & Y. Shin (2006): *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*, UK: Oxford University Press.
- Hebous, S. & T. Zimmermann (2010): “Budget Deficit Spillover Effects in the Euro Area”, *mimeo*.
- Hemming, R., Kell, M., Mahfouz, S. (2002), “The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity: A review of the literature”, *IMF Working Papers*, No. 02/208.
- International Monetary Fund (2009), *World Economic Outlook, April 2009, Crisis and Recovery*, Washington: International Monetary Fund Publication Services.

- Johansen, S. (1992): “Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis”, *Journal of Econometrics* **52**, 231-254.
- Koop, G., M.H. Pesaran & S.M. Potter (1996): “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics* **74**, 119-147.
- Leybourne, S, T-H. Kim & P. Newbold (2005): “Examination of Some More Powerful Modifications of the Dickey-Fuller Test”, *Journal of Time Series Analysis* **26**, 355-369.
- Mountford, A. and H. Uhlig (2002), “What are the effects of fiscal policy shocks?”, *CEPR Discussion Paper*, No. 3338.
- Park, H. & W. Fuller (1995): “Alternative Estimators and Unit Root Tests for Autoregressive Process”, *Journal of Time Series Analysis* **16**, 415-429.
- Perotti, R. (2005), “Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries”, *CEPR Discussion Paper*, No. 4842.
- Perotti, R. (2006), “Comparing alternative methodologies to estimate the effects of fiscal policy”, *mimeo*, IGIER-Bocconi University.
- Pesaran, M.H. & Y. Shin (1996): “Cointegration and the Speed of Convergence to Equilibrium”, *Journal of Econometrics* **71**, 117-143.
- Pesaran, M.H. & Y. Shin (1998): “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters* **58**, 17-29.
- Pesaran, M.H., T. Schuermann & S.M. Weiner (2004): “Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model”, *Journal of Business & Economic Statistics* **22**, 129–162, April.
- Pesaran, M.H., Y. Shin & R. Smith (2000): “Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous $I(1)$ Variables”, *Journal of Econometrics* **97**, 293-343.
- Ramajo, J. (2008), “Asimetrías y efectos desbordamiento en la transmisión de la política fiscal en la unión europea: evidencia a partir de un enfoque VAR estructural”, *Papel de Trabajo No. 18/08*, Instituto de Estudios Fiscales.
- Ricci, A. (2009): “La política fiscal en la Unión Europea”, Trabajo de investigación para la obtención del Diploma de Estudios Avanzados, Badajoz: Universidad de Extremadura.
- Sims, C.A. (1980): “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* **48**, 1-48.
- Sims, C.A. (1992): “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review* **36**, 975-1000.
- Smith, L.V. and A. Galesi (2010): *GVAR Toolbox 1.0*. Retrieved from <http://www-cfap.jbs.cam.ac.uk/research/gvartoolbox/index.html> [2011-02-03]
- Uhlig, H. (2002), “One money but many fiscal policies in Europe: what are the consequences?”, *CentER Discussion Paper*, No. 2002/32.
- Van Aarle, B., Garretsen H. and N. Gobbin (2003), “Monetary and fiscal policy transmission in the Euro-area: evidence from a structural VAR analysis”, *Journal of Economics and Business* **55**, 609–38.