


Universidad de Extremadura
Departamento de Economía

**Un Modelo VECMX* con Variables Fiscales
para la Economía Española**

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

Resumen: El objetivo de este trabajo consiste en analizar el comportamiento de la economía española y, de manera más concreta, estudiar las posibles repercusiones que un shock en alguna de las variables fiscales del país pueda ocasionar sobre el resto. Con este objetivo en mente, se especifica y estima un modelo de vectores de corrección del error con variables exógenas (VECMX*) para la economía española, empleando series trimestrales de tipo macroeconómico, monetario y fiscal comprendidas desde el segundo trimestre de 1978 hasta el cuarto trimestre de 2009. Los resultados de las simulaciones evidencian que los efectos de los shocks en los ingresos y los gastos públicos totales de España son permanentes para las variables reales y transitorios para las variables nominales. El PIB real de la economía española responde positivamente ante un incremento no anticipado en los ingresos públicos totales en el momento del impacto, efectos positivos que perduran en el tiempo; por el contrario, a pesar de que el PIB real de la economía española también responde positivamente ante un aumento no esperado en los gastos públicos totales, las repercusiones del shock se tornan negativas en el medio-largo plazo. En consecuencia, estos resultados parecen sugerir la necesidad de reforma del sistema fiscal español, de manera que se solucione el problema de la sostenibilidad de las finanzas públicas.

Palabras clave: Política fiscal, shocks fiscales, VECMX, España

Clasificación JEL: E62, E63, F41, H20, H50

Un modelo VECMX* con variables fiscales para la economía española

1 Introducción

Las investigaciones acerca de los efectos estabilizadores de la política fiscal en general, y los beneficios y costes de los ajustes fiscales en particular, se han incrementado en los últimos años, por varios motivos. Por un lado, las situaciones de desequilibrio generalizado en las cuentas públicas de las economías occidentales durante la década de los noventa y el debate posterior sobre la sostenibilidad de los sistemas de protección social vigentes dieron paso a un proceso de reducción paulatina de los niveles de déficit y endeudamiento. En Europa, se han realizado reformas profundas en las políticas de gasto e ingresos, y también se han observado intensos procesos de consolidación fiscal, sobre todo en los países de la Unión Económica y Monetaria (UEM), los cuales han de cumplir los objetivos contemplados en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento (PEC).

Por otro lado, en los momentos actuales de crisis financiera y macroeconómica internacional se plantean distintas posibilidades para incrementar la demanda agregada de las distintas economías, siendo una de las más unánimes la implementación de un paquete combinado de medidas fiscales tales como incrementos del gasto público productivo, recortes de impuestos específicos o aumento de las transferencias a las familias o empresas (Spilimbergo *et al.*, 2008). Ante este escenario macroeconómico adverso, se pone de manifiesto la necesidad de conocer *a priori* los efectos dinámicos derivados de shocks fiscales.

Aunque mucha de la literatura existente sobre los efectos de la política fiscal se ha basado en los resultados de simulación obtenidos con modelos macroeconómicos de mediana o gran escala, los trabajos basados en modelos de vectores autorregresivos (VAR – *Vector Autoregressive model*) se han convertido en los últimos años en la herramienta básica para este tipo de análisis empíricos. Por este motivo, en este trabajo se utilizarán este tipo de modelos para el análisis de la efectividad de la política fiscal en España.

La finalidad de esta investigación consiste en analizar el comportamiento de la economía española y, de manera más concreta, estudiar las posibles repercusiones que un shock en alguna de las variables fiscales del país pueda ocasionar sobre el resto. Con este objetivo en mente, se especifica y estima un modelo de vectores de corrección del error con variables exógenas (VECMX* – *Vector Error Correction model with exogenous variables*) para la economía española, empleando series trimestrales de tipo macroeconómico, monetario y fiscal comprendidas desde el segundo trimestre de 1978 hasta el cuarto trimestre de 2009.

La estructura de este trabajo es la siguiente. A continuación se ofrece una breve revisión de la literatura acerca del estudio de los efectos de la política fiscal por medio de modelos VAR. En el apartado tercero se describe teóricamente el modelo VECMX*. En la sección cuarta se especifica y estima un modelo VECMX* para la economía española y se computan las funciones de respuesta al impulso generalizadas a fin de analizar los efectos dinámicos de los shocks fiscales. Por último, 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 reseñan las principales investigaciones que han empleado modelos vectoriales autorregresivos al objeto de analizar los efectos macroeconómicos de varias medidas de política fiscal en distintos países europeos.

Con posterioridad al 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.

A nivel nacional, De Castro (2006) analiza los efectos de la política fiscal en España en el marco de la metodología VAR. Los resultados muestran que un incremento de los gastos públicos provoca un aumento del PIB y el consumo y la inversión privados en el corto plazo, si bien estas respuestas se tornan negativas a medio y largo plazo. Por su parte, los aumentos en los impuestos netos también llevan aparejados un crecimiento del PIB, el consumo y la inversión a corto plazo; no obstante, los efectos contractivos se hacen presentes a medio plazo.

De Castro & Hernández de Cos (2006) estudian los efectos de los shocks exógenos de política fiscal en España por medio de un modelo SVAR. Según el estudio, un aumento de los gastos públicos repercute positivamente sobre el PIB sólo a corto plazo, mientras que un incremento de los impuestos netos provoca respuestas pequeñas pero positivas y significativas en el producto en el corto plazo y negativas a medio plazo. Tanto el crecimiento de los gastos públicos como los aumentos de los impuestos netos generan déficits públicos en el medio plazo.

Ramajo (2009) estudia los efectos dinámicos de la política fiscal en España en el marco de un modelo VARX* estructural con restricciones económicas de corto y largo plazo. En el modelo con restricciones de corto plazo, un shock fiscal restrictivo origina el efecto negativo keynesiano esperado a corto plazo, si bien la evolución de la producción cambia de signo en el medio plazo. En el modelo con restricciones de largo plazo, un shock positivo en la recaudación impositiva provoca un efecto negativo sobre el PIB real. De la misma manera, un shock positivo en los gastos públicos tiene en un principio efectos positivos sobre el producto, que se van desvaneciendo paulatinamente.

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 VECMX*

Siguiendo las líneas trazadas por Pesaran *et al.* (2000) y Garratt *et al.* (2006, cap. 6-10), en este apartado se estima un modelo VAR con relaciones de cointegración y variables exógenas $I(1)$.

El modelo VAR en su forma de corrección del error (VECM) puede formularse como sigue:

$$\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t - \mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{u}_t \quad (1)$$

donde $\mathbf{z}_t = (\mathbf{x}'_t, \mathbf{x}^{*'}_t)'$ está formado por un vector de variables endógenas, \mathbf{x}_t , de orden $m_x \times 1$, y un vector de variables exógenas, \mathbf{x}_t^* , de dimensión $m_{x^*} \times 1$, siendo el número total de variables $m = m_x + m_{x^*}$. La matriz $\mathbf{\Pi}$ es una matriz $m \times m$ de multiplicadores de largo plazo, mientras que las matrices $\{\mathbf{\Gamma}_i\}_{i=1}^{p-1}$ recogen las respuestas de corto plazo. \mathbf{a}_0 es un vector de ordenadas en el origen constantes de orden $m \times 1$ y \mathbf{a}_1 es un vector de coeficientes compuesto por tendencias temporales deterministas de dimensión $m \times 1$. \mathbf{u}_t es un vector de perturbaciones de orden $m \times 1$. Consideramos que los shocks, \mathbf{u}_t , no están correlacionados en serie y tienen media cero y matriz de covarianzas $\mathbf{\Sigma}$ no singular; en términos compactos, $\mathbf{u}_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma})$.

Normalmente, en aplicaciones macroeconómicas, el vector de variables endógenas (domésticas), \mathbf{x}_t , estará formado al menos por un indicador del *output* real, un índice general de precios, o su tasa de crecimiento, los tipos de interés, ya sean a corto plazo, ya a largo plazo, o ambos, y el tipo de cambio, medido como unidades de moneda nacional por unidad de moneda del país de referencia. El vector de variables exógenas, \mathbf{x}_t^* , por su parte, estará compuesto por las correspondientes variables externas para la economía analizada. Éstas se construyen como medias ponderadas de las variables correspondientes para ese país, en concreto, $\mathbf{x}_t^* = \sum_{j=1}^N w_j \mathbf{x}_{jt}$, donde w_j para $j = 1, \dots, N$ forman el conjunto de ponderaciones que capturan la importancia del país j para el país estudiado. Los pesos han de satisfacer la siguiente condición: $\sum_{j=1}^N w_j = 1$, para $j = 1, \dots, N$. En nuestra aplicación, nuevamente seguiremos a Pesaran *et al.* (2004) y Dées *et al.* (2007), de manera que las ponderaciones w_j para $j = 1, \dots, N$ serán de tipo fijo y estarán basadas en las participaciones medias anuales del comercio internacional durante un período de cinco años (2005-2009) entre España y el resto de los Estados Miembros de la antigua UE-15 (excepto Luxemburgo) y los Estados Unidos.

El sistema especificado en (1) puede dividirse en un modelo condicional para las variables endógenas, \mathbf{x}_t , y un modelo marginal para las variables exógenas, \mathbf{x}_t^* . Para ello, se dividen los parámetros (vectores y matrices) $\mathbf{a}_0, \mathbf{a}_1, \mathbf{\Pi}, \mathbf{\Gamma}_i$ y el término de error \mathbf{u}_t conforme a $\mathbf{z}_t = (\mathbf{x}'_t, \mathbf{x}^{*'}_t)'$ como $\mathbf{a}_0 = (\mathbf{a}'_{x0}, \mathbf{a}'_{x^*0})'$, $\mathbf{a}_1 = (\mathbf{a}'_{x1}, \mathbf{a}'_{x^*1})'$, $\mathbf{\Pi} = (\mathbf{\Pi}'_x, \mathbf{\Pi}'_{x^*})'$, $\mathbf{\Gamma}_i = (\mathbf{\Gamma}'_{xi}, \mathbf{\Gamma}'_{x^*i})'$, para $i = 1, \dots, p-1$, y $\mathbf{u}_t = (\mathbf{u}'_{xt}, \mathbf{u}'_{x^*t})'$. La matriz de varianzas-covarianzas de \mathbf{u}_t se define como

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{xx} & \Sigma_{xx^*} \\ \Sigma_{x^*x} & \Sigma_{x^*x^*} \end{pmatrix}$$

de forma que \mathbf{u}_{xt} puede escribirse condicionalmente en términos de \mathbf{u}_{x^*t} como $\mathbf{u}_{xt} = \Sigma_{xx^*} \Sigma_{x^*x^*}^{-1} \mathbf{u}_{x^*t} + \mathbf{v}_t$, donde $\mathbf{v}_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \Sigma_{xx} - \Sigma_{xx^*} \Sigma_{x^*x^*}^{-1} \Sigma_{x^*x})$ no está correlacionado con \mathbf{u}_{xt} por construcción. En el caso de una pequeña economía abierta, por ejemplo, España, es razonable suponer que las variables \mathbf{x}_t^* son débilmente exógenas con respecto a la matriz de multiplicadores de largo plazo Π , de manera que $\Pi_{x^*} = \mathbf{0}$. Esta restricción tiene dos consecuencias importantes: en primer lugar, conlleva que las variables \mathbf{x}_t^* son $I(1)$ y no están cointegradas entre ellas y, en segundo lugar, implica que la información contenida en el modelo marginal para $\Delta \mathbf{x}_t^*$ es redundante para una estimación eficiente de los parámetros del modelo condicional para $\Delta \mathbf{x}_t$.

Así pues, el modelo condicional para las variables endógenas se define como

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{c}_0 + \mathbf{c}_1 t - \Pi_x \mathbf{z}_{t-1} + \Lambda \Delta \mathbf{x}_t^* + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{v}_t \quad (2)$$

mientras que el modelo marginal para las variables exógenas, suponiendo que éstas no están cointegradas entre sí, se escribe como

$$\Delta \mathbf{x}_t^* = \mathbf{a}_{x^*0} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{x^*i} \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{u}_{x^*t} \quad (3)$$

(véase Garratt *et al.* 2006:135-138 para una explicación más detallada).

Bajo el supuesto de ordenadas en el origen no restringidas y tendencias restringidas, es decir, $\mathbf{c}_0 \neq \mathbf{0}$ y $\mathbf{c}_1 = \Pi_x \boldsymbol{\gamma}$, donde $\boldsymbol{\gamma}$ es un vector de coeficientes libres de dimensión $m \times 1$, el modelo VECM especificado en (2) puede formularse como

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{c}_0 + \Pi_x \boldsymbol{\gamma} - \Pi_x [\mathbf{z}_{t-1} - \boldsymbol{\gamma}(t-1)] + \Lambda \Delta \mathbf{x}_t^* + \sum_{i=1}^{p-1} \Psi_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{v}_t \quad (4)$$

4 Una aplicación a la economía española

En este apartado se presenta un modelo VECMX* para la economía española, con datos macroeconómicos, monetarios y fiscales comprendidos entre el segundo trimestre de 1978 y el cuarto trimestre de 2009. Las variables domésticas, consideradas como endógenas en el modelo, son el PIB real (y_t), la tasa de inflación ($Dp_t = p_t - p_{t-1}$), la ratio entre los precios internos y los precios externos ($pr_t = p_t - p_t^*$), el tipo de interés nominal a corto plazo (sr_t), el tipo de interés nominal

a largo plazo (lr_t), y el tipo de cambio nominal (e_t), que se define como unidades de moneda nacional por dólar estadounidense, divisa que se toma como referencia. Por último, en contraste con otros trabajos anteriores, en nuestra aplicación se incorporan dos indicadores relativos a la evolución de las finanzas públicas, en concreto, los ingresos públicos totales en términos reales (tr_t) y los gastos públicos totales en términos reales (te_t), con el fin de poder estudiar las consecuencias de los shocks fiscales sobre la economía española.¹

Específicamente: $y_t = \ln(GDP_t / CPI_t)$, $p_t = \ln(CPI_t)$, $tr_t = \ln(YRGT_t / CPI_t)$, $te_t = \ln(YPGT_t / CPI_t)$, $sr_t = 0,25 \times \ln(1 + IRS_t / 100)$, $lr_t = 0,25 \times \ln(1 + IRL_t / 100)$, y $e_t = \ln(ER_t)$, donde GDP_t es el producto interior bruto, CPI_t el índice de precios al consumo, $YRGT_t$ los ingresos públicos totales, $YPGT_t$ los gastos públicos totales, IRS_t el tipo de interés a corto plazo, IRL_t el tipo de interés a largo plazo, y ER_t el tipo de cambio en términos de unidades de moneda nacional por dólar estadounidense, para España en el momento t .

Las variables externas, catalogadas como exógenas en el modelo, son el PIB real externo (y_t^*), el tipo de interés nominal a corto plazo externo (sr_t^*), el tipo de interés nominal a largo plazo externo (lr_t^*), los ingresos públicos totales en términos reales externos (tr_t^*), los gastos públicos totales en términos reales externos (te_t^*), además del logaritmo natural del precio del petróleo ($poil_t = \ln(POIL_t)$).

Las variables externas específicas para la economía española (las variables “estrella”) se computan como medias ponderadas a partir de las variables internas correspondientes conforme a la relación descrita anteriormente. Los pesos, de tipo fijo, se han construido sobre la base de la media de los flujos comerciales, exportaciones más importaciones, de España con las otras 14 economías consideradas en el transcurso del período 2005-2009, con datos extraídos de la *OECD Monthly Statistics of International Trade Database (OECD MSIT)*.

Conforme a la teoría económica del largo plazo, son siete el número máximo de relaciones de cointegración que pueden verificarse en la economía española, a saber: la paridad de poder adquisitivo (PPA) ($e - (p - p^*)$), el *output gap* ($y - y^*$), la paridad de Fisher ($sr - Dp$), la prima de plazo ($sr - lr$), la paridad descubierta de intereses ($sr - sr^*$), la condición de solvencia ($te - tr$) y la “estabilización automática” ($y + \theta tr$) (Garratt *et al.*, 2006:81, y Claeys, 2004:13). En los gráficos 1 a 8 se representan dichas

¹ Los datos empleados en el proceso de construcción de las series temporales fueron extraídos principalmente de la *OECD Economic Outlook Database*, la *OECD Main Economic Indicators Database* y la *IMF International Financial Statistics Database*. En un suplemento, disponible bajo petición al autor principal, se facilita información detallada sobre las fuentes de datos y el proceso de construcción de las series temporales.

relaciones de cointegración para la economía española, tanto en primeras diferencias como en niveles.

El gráfico 1 muestra la evolución de las variables que conforman la paridad de poder adquisitivo, esto es, el tipo de cambio en términos nominales, expresado en unidades de moneda nacional por dólar estadounidense, y la relación entre el nivel de precios en España y el nivel de precios externo. A primera vista, parece difícil poder afirmar que ambas variables comparten una misma tendencia a largo plazo, por lo que habrá que estudiar el cumplimiento de dicha relación mediante otras herramientas.

El gráfico 2 sigue en el tiempo el PIB real para España y el PIB externo. Si bien el PIB externo parece presentar una tendencia creciente uniforme, en el caso de la economía española pueden distinguirse, a rasgos generales, varios períodos: por una parte, uno que abarcaría desde finales de los setenta hasta la segunda mitad de los ochenta y otro que se extendería durante la primera mitad de los noventa, en los que la tendencia del PIB español sería similar a la tendencia del PIB externo y, por otra parte, uno que se prolongaría desde la segunda mitad de los ochenta hasta principios de los noventa y otro que estaría comprendido entre mediados de los noventa hasta el final del período analizado, en los que la tendencia creciente de la economía española sería más acusada. Por tanto, es muy probable que el *output gap* no se verifique en el caso de la economía española, extremo que habrá que contrastar formalmente.

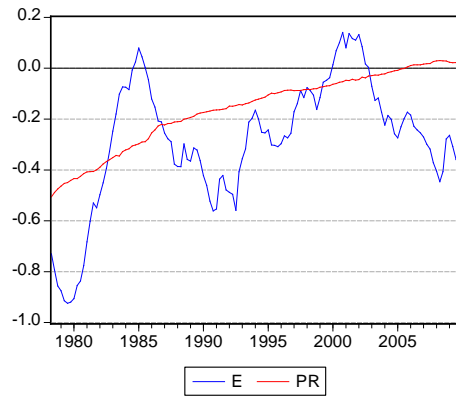
En el gráfico 3 se representan las variables que entran en la paridad de Fisher, es decir, el tipo de interés nominal a corto plazo y la tasa de inflación. Tal como puede deducirse, los tipos de interés en términos reales (*ex post*) han sido negativos en varias ocasiones: a finales de los 70, coincidiendo con los shocks en los precios del petróleo, y en los años intermedios de la década de los 2000, en los que los bajos tipos de interés disfrutados en la España del euro se combinaban con las significativas tasas de inflación asociadas a la burbuja inmobiliaria.

El gráfico 4 prueba que la tendencia seguida por los tipos de interés a corto y a largo plazo es similar. Sin embargo, mientras que entre el principio del período analizado y mediados de los 90 los tipos de interés a corto plazo serían menores que los de largo plazo, a partir de esa fecha los tipos de interés a largo plazo se situarían por encima de los de corto plazo.

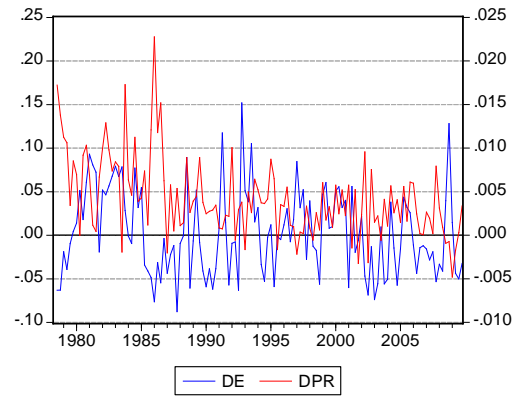
El gráfico 5 muestra la evolución de los tipos de interés a corto plazo español y externo. Como puede apreciarse, no es hasta algún tiempo después de la incorporación de España a las entonces llamadas Comunidades Europeas cuando los movimientos de su mercado financiero se sincronizan con el plano internacional. Con todo, desde ese momento hasta la entrada del euro, puede percibirse una brecha que se va aminorando, posiblemente a causa de las mayores tasas de inflación que normalmente ha padecido la economía española frente a sus socios europeos.

Gráfico 1. — Tipo de cambio y “precios relativos”

En niveles



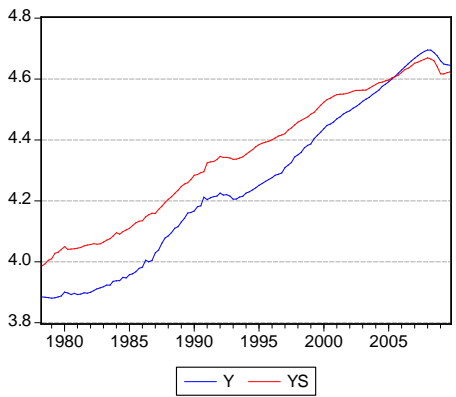
En primeras diferencias



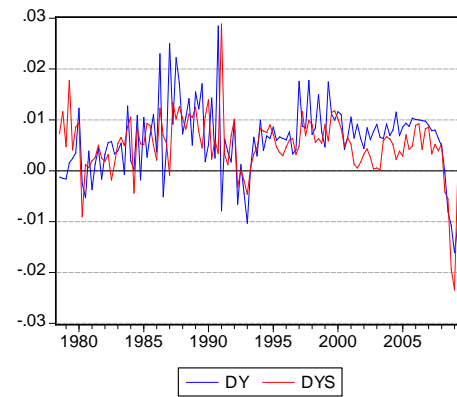
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2. — PIB real español y externo

En niveles



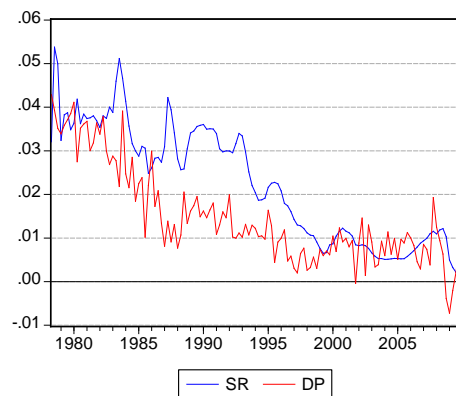
En primeras diferencias



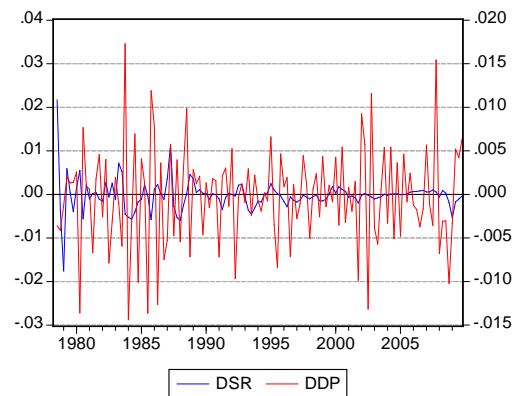
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3. — Tipo de interés a corto plazo y tasa de inflación

En niveles



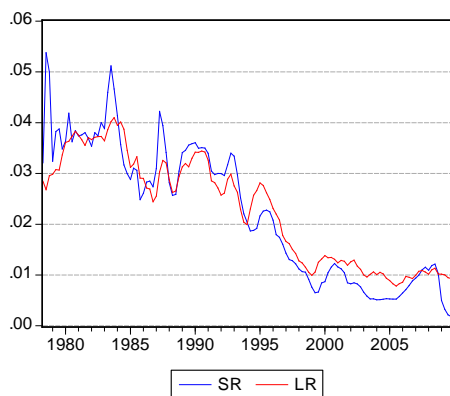
En primeras diferencias



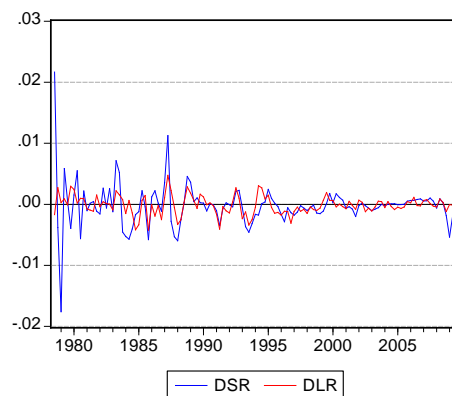
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4. — Tipos de interés a corto plazo y a largo plazo

En niveles



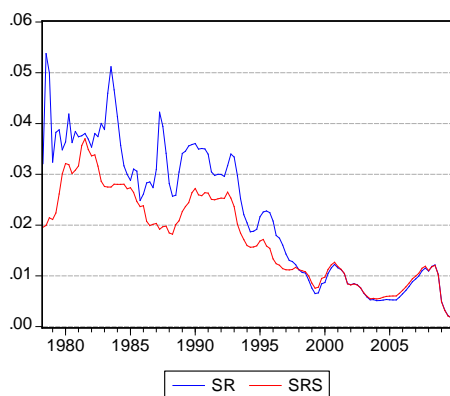
En primeras diferencias



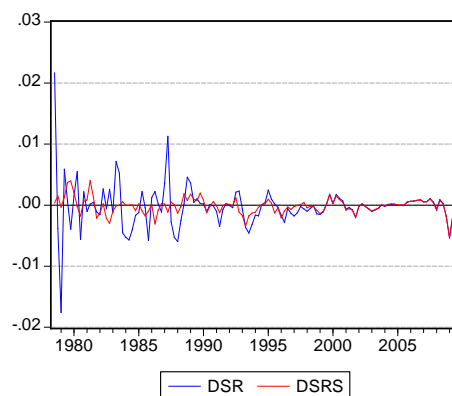
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5. — Tipos de interés a corto plazo español y externo

En niveles



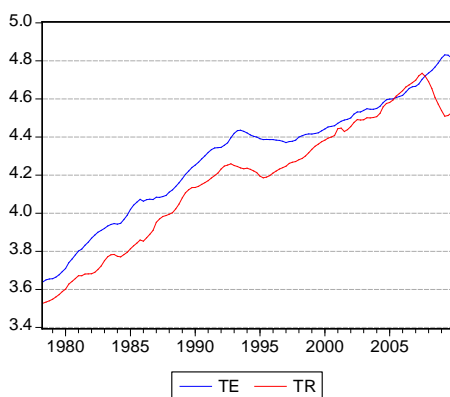
En primeras diferencias



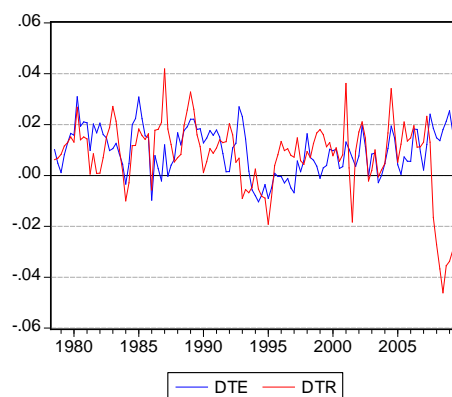
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 6. — Gastos públicos e ingresos públicos

En niveles

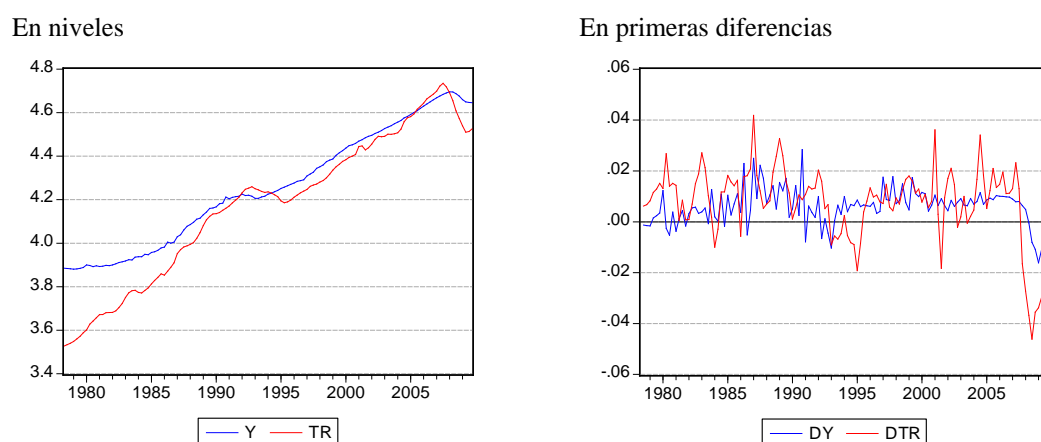


En primeras diferencias



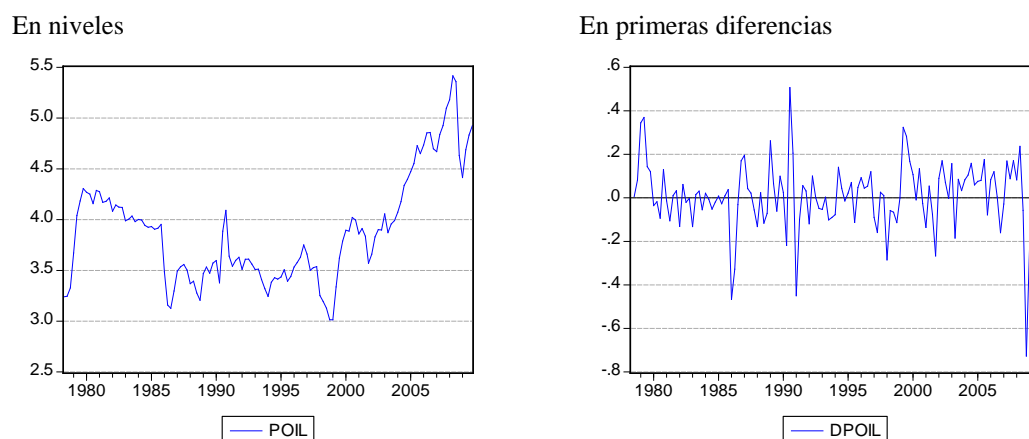
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 7. — PIB real e ingresos públicos



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 8. — Precios del petróleo



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 6 exhibe el desenvolvimiento de los gastos públicos y los ingresos públicos a lo largo de los últimos treinta años. En este período, tanto los gastos públicos como los ingresos públicos parecen compartir una tendencia al crecimiento, si bien el nivel de los gastos públicos, salvo en la breve etapa comprendida entre 2005 y 2007, se ha situado por encima del de los ingresos públicos. Por tal motivo, la verificación de esta relación de cointegración resulta *a priori* poco probable.

El gráfico 7 muestra el PIB real y los ingresos públicos. De la información suministrada en el gráfico, se aprecia que la tendencia alcista de los ingresos públicos es mayor que la del PIB real hasta los primeros noventa, hecho que puede deberse a la implantación de un sistema fiscal moderno en España. A partir de ese punto, las tendencias parecen igualarse.

Por último, en el gráfico 8 se representa la evolución de los precios del petróleo.

4.1 Un análisis preliminar de las relaciones de cointegración: modelos ARDL uniecuacionales

La estimación de un modelo VECMX* con relaciones de cointegración para la economía española puede llegar a ser una tarea complicada, especialmente si tenemos en cuenta que nuestra aplicación contendrá catorce variables. Resulta recomendable, por tanto, analizar previamente el cumplimiento de las relaciones de cointegración teóricas antes mencionadas en sistemas más pequeños. A tal fin, seguiremos la metodología autorregresiva con retardos distribuidos (ARDL – *Autoregressive Distributed Lag model*), desarrollada en Pesaran *et al.* (1996), Pesaran & Shin (1999) y Pesaran *et al.* (2001), que permite estimar por separado cada una de las relaciones entre las variables sugeridas en la teoría económica del largo plazo. Mientras que la metodología ARDL puede aplicarse sin necesidad de conocer si las variables que forman las relaciones de cointegración son $I(1)$ o $I(0)$, la metodología de máxima verosimilitud de Johansen requiere verificar *a priori* si las variables que entran en las relaciones de cointegración son $I(1)$, lo que hace más atractiva la primera frente a la segunda.

A grandes rasgos, la metodología ARDL para el estudio de las relaciones de cointegración consta de tres pasos. En primer lugar, se estiman los modelos ARDL en su forma de corrección del error para cada una de las relaciones entre las variables económicas propuestas en la teoría económica del largo plazo. En segundo término, se comprueba la significación de los retardos de las variables en niveles en las regresiones efectuadas en la fase anterior por medio del estadístico F . Nótese que la distribución (asintótica) de dicho estadístico F no es estándar, factor que no depende del orden de integración (cero o uno) de las variables incluidas en los modelos. En Pesaran *et al.* (1996), se facilitan dos grupos de valores críticos: uno, suponiendo que todas las variables del modelo ARDL son $I(1)$ y, otro, asumiendo que todas las variables son $I(0)$.

A continuación, se comprueba la existencia de las siete relaciones de cointegración planteadas en la teoría económica del largo plazo para la economía española, a saber, la paridad de poder adquisitivo, el *output gap*, la paridad de Fisher, la prima de plazo, la paridad descubierta de intereses, la condición de solvencia y la “estabilización automática”, empleando la metodología ARDL. En cada uno de los modelos, el período muestral abarca desde el segundo trimestre de 1978 hasta el cuarto trimestre de 2009. Para la determinación del número de retardos, se emplea el criterio de información de Akaike (AIC), si bien no se permite que éste sea superior a cuatro. Se incluye una ordenada en el origen en todas las regresiones y una tendencia temporal en los casos del *output gap*, la condición de solvencia y la “estabilización automática” (la visualización de los gráficos 2, 6 y 7 parece indicar que tales relaciones podrían contener una tendencia).

Los estadísticos F para la comprobación de la existencia de una relación de cointegración entre las variables bajo análisis en cada uno de los modelos ARDL aparecen recogidos en la tabla 1. Como puede apreciarse, el estadístico F está por encima del límite superior en cuatro ocasiones para un nivel de confianza del 95 por ciento y en

Tabla 1. — Modelos ARDL uniecuacionales para el análisis de las relaciones de cointegración

	<i>F</i> -stat.	95% CV B.		90% CV B.		ARDL (<i>p,q,s</i>)	\bar{R}^2
PPA	5,3390	3,9030	4,8771	3,2524	4,1840	ARDL (2,0,0), C	0,2235
<i>Output gap</i>	5,3407	6,7972	7,5459	5,7359	6,4082	ARDL (4,4), T	0,4113
Paridad de Fisher	5,5513	5,0707	5,8988	4,1685	4,8908	ARDL (4,1), C	0,1000
Prima de plazo	12,4954	5,0707	5,8988	4,1685	4,8908	ARDL (2,4), C	0,4763
P. descubierta int.	10,8416	5,0707	5,8988	4,1685	4,8908	ARDL (4,4), C	0,2470
Cond. solvencia	17,3329	6,7972	7,5459	5,7359	6,4082	ARDL (3,4), T	0,6879
“Estabilización aut.”	2,6494	6,7972	7,5459	5,7359	6,4082	ARDL (3,1), T	0,6080

Notas: *F*-stat. denota el estadístico *F* para la comprobación de la existencia de una relación en niveles entre las variables bajo análisis en el modelo ARDL, mientras que las columnas 95% CV B. y 90% CV B. reportan los límites inferior y superior asociados a los valores críticos simulados por el método de *bootstrapping* para 20000 replicaciones a un nivel de significación del 5 por ciento y el 10 por ciento, respectivamente. Para cada una de las regresiones, el período muestral se extiende desde 1979Q2 hasta 2009Q4. La especificación proporciona el número de retardos y las variables deterministas incluidas en el modelo para cada variable, donde *C* denota una ordenada en el origen y *T* una ordenada en el origen y una tendencia temporal. El número de retardos se selecciona conforme al criterio AIC, con un número máximo de retardos igual a cuatro. El *R* cuadrado ajustado (\bar{R}^2) hace referencia a la variable dependiente en primeras diferencias.

Fuente: Elaboración propia.

una ocasión para un nivel de confianza del 90 por ciento, por lo cual puede rechazarse la hipótesis nula de no existencia de una relación de largo plazo entre las variables en esos cinco casos, esto es, la PPA, la paridad de Fisher, la prima de plazo, la paridad descubierta de intereses y la condición de solvencia.

Las estimaciones de los coeficientes de las relaciones de cointegración obtenidas a partir de los modelos ARDL son las siguientes:

$$PPA \quad e_t = -26,6634 - 12,9415 p_t + 18,6483 p_t^* + \xi_{1t}$$

(7,6758) (3,9221) (5,5690)

$$Output\ gap \quad y_t = 4,2416 + 0,0083 t - 0,1210 y_t^* + \xi_{6t}$$

(1,9295) (0,0030) (0,4886)

$$Paridad\ de\ Fisher \quad sr_t = 0,0010 + 1,3287 Dp_t + \xi_{2t}$$

(0,0052) (0,2841)

$$Prima\ de\ plazo \quad lr_t = 0,0040 + 0,8265 sr_t + \xi_{3t}$$

(0,0010) (0,0377)

$$P.\ descubierta\ int. \quad sr_t = -0,0033 + 1,4255 sr_t^* + \xi_{4t}$$

(0,0019) (0,0948)

$$Cond.\ solvencia \quad te_t = -0,2796 - 0,0031 t + 1,1599 tr_t + \xi_{7t}$$

(0,4574) (0,0012) (0,1290)

$$“Estabilización\ aut.” \quad tr_t = -1,3756 - 0,0025 t + 1,3419 y_t + \xi_{5t}$$

(3,9672) (0,0081) (1,0556)

Por lo que respecta a la PPA, las estimaciones de los coeficientes de los precios internos y externos, si bien son estadísticamente significativas, tienen el signo contrario al sugerido por la teoría económica. En el caso del *output gap*, no puede rechazarse que no existe una relación de largo plazo entre el PIB interno y el externo; además, el coeficiente estimado para la producción externa ni es estadísticamente significativo ni tiene el signo esperado. Para la “estabilización automática”, tampoco puede rechazarse la hipótesis de no cointegración entre los ingresos públicos totales y el PIB interno; igualmente, el coeficiente estimado para la producción nacional, pese a que tiene el

signo esperado, no es estadísticamente significativo. En el resto de los casos (la paridad de Fisher, la prima de plazo, la paridad descubierta de intereses y la condición de solvencia), las estimaciones de los coeficientes son estadísticamente significativas y tienen el signo previsto por la teoría económica.

En conclusión, los resultados obtenidos mediante la metodología ARDL para el estudio individual de las relaciones de cointegración solamente habrán de emplearse como guía en la formulación del modelo VECMX* para la economía española.

4.2 Las propiedades de integración de las series

Previamente a la estimación del sistema para la economía española, es necesario investigar las propiedades de integración de las series. En este sentido, siempre que las variables incluidas en el modelo sean integradas de orden uno ($I(1)$), podremos distinguir entre relaciones de corto y largo plazo e interpretar las de largo plazo como relaciones de cointegración. Como parece que los niveles de precios podrían ser integradas de orden dos ($I(2)$), a fin de evitar la peligrosa mezcla de variables $I(1)$ e $I(2)$, en lugar de p y p^* , se ha optado por Dp y $p - p^*$, lo que nos permitirá comprobar si se verifican simultáneamente la paridad de poder adquisitivo y la paridad de Fisher.

En líneas generales, los resultados de las pruebas ADF y ADF-WS para las primeras diferencias rechazan la hipótesis nula de que éstas contienen una raíz unitaria. Las únicas excepciones se producen para el PIB español, y, cuando el número de retardos seleccionado es 2 y 4 para el test ADF, y 4 para el test ADF-WS. En consecuencia, parece razonable aceptar que todas las variables en primeras diferencias son estacionarias. Por su parte, los test de raíces unitarias ADF y ADF-WS para las variables en niveles no rechazarían la presencia de raíces unitarias en los casos de y , $p - p^*$, tr , te , sr , lr , e , y^* , tr^* , te^* , sr , lr y $poil$. En lo concerniente a la tasa de inflación, la hipótesis de que dicha variable es integrada de orden uno no puede rechazarse en casi todos los casos, salvo cuando el número de retardos de la regresión ADF subyacente es 0. En conclusión, con estos resultados parece sensato aceptar que todas las series en estudio son aproximadamente integradas de orden uno ($I(1)$).

4.3 Especificación y estimación del modelo VARX* para España

Garratt *et al.* (2006:198-199) distinguen 6 etapas en el proceso de estimación y comprobación de un modelo econométrico para una pequeña economía abierta, en nuestro caso, España. El primer paso en el proceso de modelado consiste en la selección del número de retardos del modelo VAR no restringido subyacente. A tal fin, se estiman una serie de modelos VAR (p) no restringidos, con $p = 0, 1, \dots, 4$, para un período muestral comprendido entre el segundo trimestre de 1979 y el cuarto trimestre de 2009. La elección de un número máximo de retardos igual a 4 se ha elegido teniendo en cuenta el carácter trimestral de las series temporales empleadas y el limitado número de observaciones disponibles. Hay que tener en cuenta que, a medida que se aumenta el número de retardos, el número de coeficientes a estimar en el modelo VAR se incrementa con rapidez.

Tabla 2. — Criterios para la selección del número de retardos del modelo VAR

Nº retardos	LL	AIC	SBC	Test LR	Test LR ajustado
0	3052,1	2988,1	2898,1	CHSQ(256) = 2360,8000 [,000]	1593,1000 [,000]
1	3956,1	3828,1	3648,2	CHSQ(192) = 552,7696 [,000]	373,0071 [,000]
2	4088,0	3896,0	3626,1	CHSQ(128) = 288,9637 [,000]	194,9918 [,000]
3	4166,6	3910,6	3550,7	CHSQ(64) = 131,8047 [,000]	88,9414 [,021]
4	4232,5	3912,5	3462,6	-----	-----

Notas: LL = Log Likelihood; AIC = Akaike Information Criterion; SBC = Schwarz Bayesian Criterion; LR test = Likelihood Ratio test.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 2 se presentan los resultados del criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio bayesiano de Schwarz (SBC) para la selección del número de retardos del modelo VAR. El AIC se inclina por un VAR de orden 4, mientras que el SBC, como era de esperar, es partidario de un VAR de orden 1. A la vista de los mismos, nosotros proseguiremos el análisis con un número de retardos p igual a 2. En nuestra decisión, se han tenido en cuenta varios factores: si bien somos conscientes de la recomendación de Kilian (2001:162), se ha comprobado que la estabilidad del modelo se alcanza para un número de retardos intermedio de los valores sugeridos por ambos criterios (AIC: $4 < 2 < \text{SBC}: 1$).

En un segundo paso, una vez definido el orden del modelo VAR, ha de determinarse el número de relaciones de cointegración (r) entre las variables. El vector de datos $\mathbf{z}_t = (\mathbf{x}'_t, \mathbf{x}^{*'}_t)'$ se compone, a su vez, de dos vectores: un vector de variables endógenas, $\mathbf{x}_t = (y_t, Dp_t, pr_t, tr_t, te_t, sr_t, lr_t, e_t)'$, y un vector de variables exógenas, $\mathbf{x}^*_t = (y_t^*, tr_t^*, te_t^*, sr_t^*, lr_t^*, poil_t)'$. Nótese que la posición de las variables en los vectores es indiferente, puesto que ésta no afecta a los resultados obtenidos mediante las funciones de respuesta al impulso generalizadas (GIRF). Como variables deterministas, el modelo incluye una constante y una tendencia lineal, dado que algunas series parecen exhibir una tendencia temporal, por una parte, y ciertas relaciones de cointegración pueden contener tendencias, por ejemplo, la paridad de poder adquisitivo, el *output gap* y la “estabilización automática”, por otra. Seguiremos el caso IV definido en Pesaran *et al.* (2000), con ordenadas en el origen no restringidas y tendencias lineales restringidas adentro del espacio de cointegración, lo que asegura que no haya tendencias cuadráticas en las variables en niveles bajo la existencia de raíces unitarias en el modelo.

El punto de partida es el modelo condicional para las variables endógenas, en su forma de corrección del error, definido en (2). En términos específicos, cuando existen r relaciones de cointegración entre las variables \mathbf{z}_t , la matriz $\mathbf{\Pi}_x$, cuyo rango r ha de ser menor que m , puede definirse como $\mathbf{\Pi}_x = \alpha_x \beta'$, donde α_x es una matriz de coeficientes de corrección del error, de orden $m_x \times r$, y β es una matriz de coeficientes de largo plazo, de dimensión $m \times r$. Para la fijación del número de relaciones de cointegración r entre las variables, se estudiará el rango de la matriz $\mathbf{\Pi}_x$ por medio de los estadísticos de la traza y del máximo autovalor.

Tabla 3. — Test de Johansen para la determinación del rango de cointegración

H. Nula	H. Alternativa	Estadístico	CV (95%)	CV (90%)
Test LR de Cointegración basado en el Máximo Autovalor de la Matriz Estocástica				
$r = 0$	$r = 1$	104,23	73,59	70,02
$r < 1$	$r = 2$	90,11	67,87	64,42
$r \leq 2$	$r = 3$	81,43	61,74	58,48
$r \leq 3$	$r = 4$	74,16	55,40	52,18
$r \leq 4$	$r = 5$	53,41	49,16	46,08
$r \leq 5$	$r = 6$	44,48	42,91	40,06
$r \leq 6$	$r = 7$	21,07	36,02	33,10
$r \leq 7$	$r = 8$	13,63	28,57	25,55
Test LR de Cointegración basado en la Traza de la Matriz Estocástica				
$r = 0$	$r > 1$	482,53	282,12	273,94
$r < 1$	$r \geq 2$	378,30	235,49	227,84
$r \leq 2$	$r \geq 3$	288,19	191,45	184,80
$r \leq 3$	$r \geq 4$	206,76	152,15	145,67
$r \leq 4$	$r \geq 5$	132,60	115,43	110,31
$r \leq 5$	$r \geq 6$	79,19	83,43	78,85
$r \leq 6$	$r \geq 7$	34,70	54,21	50,39
$r \leq 7$	$r = 8$	13,63	28,57	25,55

Notas: Cointegración con ordenadas en el origen no restringidas y tendencias restringidas en el modelo VAR. El período muestral abarca desde 1978Q4 a 2009Q4. Orden del modelo VAR = 2. Lista de variables incluidas en el vector de cointegración: $y, Dp, pr, tr, te, sr, lr, e, y^*, tr^*, te^*, sr^*, lr^*, poil, trend$. Lista de variables exógenas $I(1)$ incluidas en el VAR: $y^*, tr^*, te^*, sr^*, lr^*, poil$. Valores críticos (CV) simulados por el método de *bootstrapping*, con 1000 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 3 se presentan los resultados del test de Johansen para la determinación del número de relaciones de cointegración, junto con sus valores críticos simulados para unos niveles de significación del 5 y el 10 por ciento. El estadístico del máximo autovalor del test de Johansen señala que existen 6 relaciones de cointegración entre las variables a un nivel de confianza del 95 por ciento. Por su parte, el estadístico de la traza indica que hay 5 relaciones de cointegración entre las variables objeto de estudio a un nivel de significación del 5 por ciento. Puesto que el test de Johansen no proporciona resultados del todo concluyentes, lo cual puede deberse al reducido tamaño de la muestra en relación con el elevado número de parámetros a estimar, en la fijación del número de relaciones de cointegración habremos de basarnos no sólo en estas pruebas sino también en las predicciones teóricas sobre el largo plazo y los resultados de los modelos ARDL anteriormente estimados. Por tanto, en función de dichos factores, nosotros nos decantamos por $r = 5$ relaciones de cointegración, a saber:

$$\text{PPA} \quad e_t = b_{10} + \beta_{13}pr_t + \xi_{1t} \quad (5)$$

$$\text{Paridad de Fisher} \quad sr_t = b_{20} + \beta_{22}Dp_t + \xi_{2t} \quad (6)$$

$$\text{Prima de plazo} \quad sr_t - lr_t = b_{30} + \xi_{3t} \quad (7)$$

$$\text{P. descubierta int.} \quad sr_t - sr_t^* = b_{40} + \xi_{4t} \quad (8)$$

$$\text{“Estabilización aut.”} \quad tr_t = b_{50} + b_{51}t + \beta_{51}y_t + \xi_{5t} \quad (9)$$

En términos compactos, tales cinco relaciones de cointegración pueden expresarse como $\xi_t = \beta'z_t - \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_1t$, donde $\mathbf{b}_0 = (b_{10}, b_{20}, b_{30}, b_{40}, b_{50})'$, $\mathbf{b}_1 = (0, 0, 0, 0, b_{51})'$ y $\xi_t = (\xi_{1t}, \xi_{2t}, \xi_{3t}, \xi_{4t}, \xi_{5t})'$. La matriz β , que recoge las restricciones sobre los vectores

de cointegración, tanto en su versión exactamente identificada, como en su versión sobreidentificada, se presenta debajo.

En el tercer paso, tras haber decidido el número de relaciones de cointegración entre las variables en estudio, se trata de identificar exactamente las relaciones de largo plazo, para lo cual es necesario imponer r restricciones (incluyendo la restricción de normalización) en cada una de las r relaciones de cointegración. Tal como señalan Garratt *et al.* (2006:198-199), la selección de las restricciones de identificación exacta carece, en cierto modo, de importancia: por un lado, el logaritmo de verosimilitud del sistema arroja el mismo valor independientemente de cuáles sean las restricciones escogidas pero, por otro lado, la interpretación económica de las relaciones de largo plazo del modelo depende de una cuidada elección de las mismas. Así pues, parece bastante sensato imponer un grupo de restricciones de identificación exacta que sea un subconjunto de las sugeridas por la teoría económica del largo plazo.

La matriz β'_{EI} , expresada en (10), recoge las 25 restricciones de identificación exacta, en concreto, cinco restricciones por cada uno de los cinco vectores de cointegración. El primer vector, expresado en la primera fila de la matriz β'_{EI} , se corresponde con la paridad de poder adquisitivo definida en (5) y está normalizado en e_t ; el segundo hace referencia a la paridad de Fisher definida en (6) y está normalizado en sr_t ; el tercero se relaciona con la prima de plazo definida en (7) y está normalizado en lr_t ; el cuarto hace alusión a la paridad descubierta de intereses definida en (8) y está normalizado en sr_t ; y el quinto es la “estabilización automática” definida en (9) y está normalizado en tr_t .

$$\beta'_{EI} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \beta_{13} & 0 & 0 & \beta_{16} & \beta_{17} & 1 & \beta_{19} & \beta_{110} & \beta_{111} & \beta_{112} & \beta_{113} & \beta_{114} \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 1 & \beta_{27} & \beta_{28} & \beta_{29} & \beta_{210} & \beta_{211} & \beta_{212} & \beta_{213} & \beta_{214} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{35} & \beta_{36} & -1 & \beta_{38} & \beta_{39} & \beta_{310} & \beta_{311} & \beta_{312} & \beta_{313} & \beta_{314} \\ 0 & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & \beta_{45} & 1 & \beta_{47} & \beta_{48} & \beta_{49} & 0 & 0 & \beta_{412} & 0 & \beta_{414} \\ \beta_{51} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \beta_{57} & \beta_{58} & \beta_{59} & \beta_{510} & \beta_{511} & \beta_{512} & \beta_{513} & \beta_{514} \end{pmatrix} \quad (10)$$

Puesto que los vectores de cointegración obtenidos a través de la imposición de las restricciones de identificación exacta no tienen interpretación económica alguna, se omite su explicación.

El cuarto paso del análisis consiste en la imposición y posterior verificación de las restricciones de sobreidentificación en los vectores de cointegración sugeridas por la teoría económica del largo plazo. Según se señala en Pesaran *et al.* (2000), el proceso implica la estimación por máxima verosimilitud del modelo sujeto a las restricciones de identificación exacta y las restricciones de sobreidentificación. A continuación, se computa el test para las restricciones de sobreidentificación, que se distribuye según una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones de sobreidentificación. Con el objetivo de evitar los típicos problemas de convergencia del modelo, empezamos especificando totalmente las relaciones de largo plazo y luego fuimos levantando algunas de las restricciones teóricas de modo secuencial.

Específicamente, la matriz de restricciones de sobreidentificación β' , que se corresponde con las relaciones de largo plazo previstas por la teoría económica, viene definida por:

$$\beta' = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \beta_{13} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ \beta_{51} & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (11)$$

En la matriz de restricciones de identificación exacta, especificada en (10), existen 45 parámetros libres; por su parte, la teoría económica del largo plazo sugiere 42 restricciones de sobreidentificación, impuestas sobre la matriz delimitada en (11), que pueden ser testadas. Adviértase que la teoría no restringe el parámetro β_{13} de la paridad de poder adquisitivo (en su versión débil), el parámetro β_{22} de la paridad de Fisher (en su especificación menos estricta), y el parámetro β_{51} de la “estabilización automática”. Además, recuérdese que como trabajamos con una especificación del modelo que incluye ordenadas en el origen no restringidas y tendencias restringidas, existen cinco parámetros adicionales ligados a las tendencias temporales, uno por cada relación de cointegración. En este sentido, la presencia de tendencias en la paridad de Fisher, la prima de plazo y la paridad descubierta de intereses carece de fundamentación económica; por el contrario, podrían existir tendencias temporales en la paridad de poder adquisitivo y la “estabilización automática”. Combinando la teoría económica con los resultados obtenidos en el análisis de cointegración previo, se impone un cero en los coeficientes de las tendencias de todas las relaciones de cointegración, salvo la “estabilización automática”, lo que añade cuatro restricciones de sobreidentificación.

En resumen, la teoría económica del largo plazo deja sólo cuatro parámetros libres a estimar en las cinco relaciones de cointegración. De seguido, se comprueban empíricamente sobre el modelo para la economía española un total de 46 restricciones de sobreidentificación sugeridas por la teoría económica del largo plazo. Efectuados los cálculos, el test de razón de verosimilitud para las 46 restricciones de sobreidentificación arroja un valor de 225,8782, que se distribuye asintóticamente conforme a una chi-cuadrado con 46 grados de libertad. Como las distribuciones asintóticas tienden a sobrerrechazar, hemos computado los valores críticos por el método de *bootstrapping* para 1000 replicaciones. Así pues, el valor crítico del estadístico del test de razón de verosimilitud es de 139,0631 para un nivel de confianza del 95 por ciento y de 131,2328 para un nivel de significación del 10 por ciento, frente al valor empírico del estadístico del test de razón de verosimilitud de 225,8782. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula sobre el cumplimiento de las restricciones de sobreidentificación impuestas por la teoría económica del largo plazo para unos niveles de significación convencionales.

Los motivos por los que se rechazan las restricciones de sobreidentificación pueden ser varios. El modelo estimado para la economía española es de grandes dimensiones; en cambio, el número de observaciones disponibles es limitado. Además, la cantidad de restricciones de sobreidentificación impuestas por la teoría económica es considerable, puesto que tan sólo cuatro parámetros se estiman libremente. Al igual que en Assenmacher-Wesche & Pesaran (2009), como no hemos sido capaces de aislar las restricciones causantes del rechazo de la hipótesis nula, procederemos a estimar el modelo para la economía española bajo tales restricciones de sobreidentificación. Básicamente, dicha decisión se fundamenta sobre dos requisitos, uno económico y otro estadístico: por una parte, los resultados de las estimaciones parecen estar en consonancia con las predicciones de la teoría económica del largo plazo y, por otro, los perfiles de persistencia de las cinco relaciones de cointegración derivados de la estimación del modelo (sobreidentificado) tienden a cero relativamente rápido, según se mostrará más adelante.²

Los coeficientes estimados de las relaciones de cointegración, obtenidos mediante la estimación del modelo para la economía española bajo las restricciones de sobreidentificación contenidas en la matriz β' definida en (11), se recogen en la tabla 4. La estimación del coeficiente de los “precios relativos”, β_{13} , en la ecuación de la paridad de poder adquisitivo tiene el signo negativo esperado. La estimación del coeficiente de la inflación, β_{22} , en la ecuación de la paridad de Fisher arroja una cifra bastante menor que el valor teórico esperado (-16,59 vs. -1,00). En este sentido, parece que la autoridad monetaria española, de manera sistemática, tiende a sobrereaccionar ante un incremento de la inflación en el largo plazo. La estimación del coeficiente del PIB real, β_{51} , en la ecuación de la “estabilización automática” tiene el signo previsto en la teoría económica. Con todo, adviértase que las estimaciones de los coeficientes apenas son precisas. Por último, la estimación puntual del coeficiente de la tendencia temporal, b_{51} , en la ecuación de la “estabilización automática” es positiva.

Tabla 4. — Estimaciones de los vectores de cointegración sobreidentificados

Coefficiente	Estimación puntual	Error estándar
β_{13}	- 0,53064	1,3416
β_{22}	- 16,58750	42,5123
β_{51}	- 3,41030	1,1487
b_{51}	0,01969	0,0096

Notas: Cointegración con ordenadas en el origen no restringidas y tendencias restringidas en el modelo VAR. El período muestral abarca desde 1978Q4 a 2009Q4. Orden del modelo VAR = 2. Lista de variables incluidas en el vector de cointegración: $y, Dp, pr, tr, te, sr, lr, e, y^*, tr^*, te^*, sr^*, lr^*, poil, trend$. Lista de variables exógenas $I(1)$ incluidas en el VAR: $y^*, tr^*, te^*, sr^*, lr^*, poil$.

Fuente: Elaboración propia.

² También hemos analizado las propiedades del modelo para la economía española con un número de relaciones de cointegración ligeramente mayor o menor al presentado en el texto principal. En unos casos, no se alcanzaba la estabilidad en el sistema, en otros, los resultados obtenidos no se ajustaban a la teoría económica del largo plazo.

El quinto paso se basa en el análisis de los términos de corrección del error y las regresiones de corrección del error asociadas a la imposición de las restricciones teóricas del largo plazo. En este sentido, los términos de corrección del error pueden interpretarse como desequilibrios en ciertos mercados; por su parte, las regresiones de corrección del error muestran la dinámica de las variables del modelo a corto plazo en respuesta a las desviaciones del equilibrio y la evolución pasada de las mismas.

Las estimaciones de las ecuaciones de corrección del error en forma reducida, junto con algunos estadísticos de diagnóstico, aparecen recogidas en la tabla 5. Como puede apreciarse, las desviaciones de las relaciones económicas del largo plazo (los términos de corrección del error, ξ_i) son significativas a los niveles de confianza usuales en la mayoría de las ecuaciones. Específicamente, las desviaciones de la PPA entran significativamente en la ecuación del PIB real, la ecuación de los “precios relativos” y la ecuación del tipo de interés nominal a corto plazo; las desviaciones de la paridad de Fisher contribuyen débilmente a explicar la ratio entre los precios nacionales y los precios externos, y los ingresos públicos totales; las desviaciones de la prima de plazo son fuertemente significativas en la ecuación del tipo de interés nominal a largo plazo, significativas en la ecuación de los ingresos públicos totales y débilmente significativas en la ecuación del tipo de interés nominal a corto plazo; las desviaciones de la paridad descubierta de intereses contienen información relevante para la variación del tipo de interés nominal a largo plazo; y, por último, las desviaciones de la “estabilización automática” influyen significativamente en la ecuación de la tasa de inflación y, sobre todo, en la ecuación de los ingresos públicos totales.

Los resultados ofrecidos en la tabla 5 también prueban que el modelo ajusta las series históricas relativamente bien. Asimismo, los estadísticos de diagnóstico rechazan la hipótesis nula de no existencia de correlación serial en los residuos para las ecuaciones del PIB real, los “precios relativos”, los ingresos públicos totales y el tipo de cambio nominal. El test de la forma funcional es rechazado para las ecuaciones de los ingresos públicos totales, el tipo de interés a corto plazo, la ratio entre los precios nacionales y los precios externos, y la inflación. Tal como apuntan Assenmacher-Wesche & Pesaran (2009:22), este problema podría solucionarse en parte incluyendo un mayor número de retardos en la especificación del modelo. Sin embargo, dicho remedio puede ser contraproducente, ya que la dimensión del sistema es lo suficientemente grande como para que la cantidad de parámetros a estimar aumentara de forma notable.

En la tabla 5 se presentan además los estadísticos para los test de normalidad y heteroscedasticidad. En detalle, la hipótesis nula de que los errores siguen una distribución normal se rechaza fuertemente para todas las ecuaciones, excepto la ecuación de los gastos públicos totales y la ecuación del tipo de interés nominal a largo plazo. La hipótesis de homoscedasticidad de los errores, por su parte, no puede rechazarse en los casos de las ecuaciones del PIB real, la tasa de inflación, los ingresos públicos totales, los gastos públicos totales, el tipo de interés nominal a largo plazo y el tipo de cambio nominal.

Tabla 5. — Ecuaciones de corrección del error en forma reducida

	Δy_t	ΔDp_t	Δpr_t	Δtr_t	Δte_t	Δsr_t	Δlr_t	Δe_t
c	0,002 (0,073)	-0,142 ** (0,057)	-0,063 (0,050)	-0,412 *** (0,115)	-0,086 (0,085)	0,014 (0,034)	-0,012 (0,016)	0,116 (0,566)
Δy_{t-1}	-0,143 (0,096)	-0,160 ** (0,075)	-0,035 (0,065)	-0,153 (0,152)	0,081 (0,112)	0,054 (0,044)	0,019 (0,021)	-1,460 ** (0,745)
ΔDp_{t-1}	0,199 (0,122)	-0,076 (0,095)	0,005 (0,083)	0,208 (0,193)	-0,075 (0,142)	-0,010 (0,056)	-0,006 (0,027)	0,068 (0,948)
Δpr_{t-1}	-0,294 (0,230)	-0,762 *** (0,180)	-0,172 (0,157)	0,230 (0,365)	0,131 (0,268)	0,031 (0,106)	-0,043 (0,051)	-2,325 (1,789)
Δtr_{t-1}	0,128 *** (0,050)	0,083 ** (0,039)	0,014 (0,034)	0,711 *** (0,079)	-0,037 (0,058)	0,065 *** (0,023)	0,026 *** (0,011)	-0,278 (0,386)
Δte_{t-1}	-0,156 ** (0,071)	-0,026 (0,056)	-0,023 (0,049)	-0,379 *** (0,113)	0,655 *** (0,083)	-0,004 (0,033)	-0,035 *** (0,016)	0,208 (0,555)
Δsr_{t-1}	-0,002 (0,175)	-0,027 (0,137)	-0,022 (0,120)	0,492 * (0,278)	-0,055 (0,204)	0,164 *** (0,081)	0,044 (0,039)	0,855 (1,365)
Δlr_{t-1}	0,146 (0,441)	-0,132 (0,345)	-0,041 (0,301)	-0,348 (0,699)	0,840 (0,513)	0,122 (0,203)	0,189 ** (0,099)	3,766 (3,427)
Δe_{t-1}	-0,020 (0,013)	-0,004 (0,010)	-0,016 * (0,009)	0,007 (0,020)	0,010 (0,015)	0,004 (0,006)	-0,001 (0,003)	0,302 *** (0,099)
Δy_{t-1}^*	0,087 (0,151)	0,091 (0,118)	-0,065 (0,103)	0,062 (0,239)	-0,087 (0,176)	-0,042 (0,069)	-0,026 (0,034)	-0,980 (1,173)
Δtr_{t-1}^*	0,256 * (0,140)	-0,027 (0,109)	0,084 (0,095)	0,051 (0,221)	0,048 (0,163)	-0,019 (0,064)	-0,037 (0,031)	3,031 *** (1,086)
Δte_{t-1}^*	-0,066 (0,113)	-0,128 (0,088)	-0,123 (0,077)	0,124 (0,179)	0,013 (0,131)	-0,013 (0,052)	-0,039 (0,025)	-0,652 (0,876)
Δsr_{t-1}^*	0,476 (0,600)	-0,248 (0,470)	-0,365 (0,410)	0,309 (0,952)	0,936 (0,699)	0,005 (0,276)	-0,113 (0,134)	0,424 (4,668)
Δlr_{t-1}^*	-0,049 (0,935)	-0,691 (0,732)	-0,718 (0,638)	-1,443 (1,483)	0,816 (1,088)	-0,066 (0,431)	0,412 ** (0,209)	-8,612 (7,271)
$\Delta poil_{t-1}$	0,004 (0,004)	0,003 (0,003)	0,001 (0,003)	-0,002 (0,006)	-0,006 (0,005)	0,001 (0,002)	0,000 (0,001)	-0,040 (0,032)
$\hat{\zeta}_{1,t-1}$	0,011 *** (0,003)	0,002 (0,003)	0,005 ** (0,002)	0,003 (0,005)	0,000 (0,004)	-0,003 * (0,002)	0,000 (0,001)	-0,016 (0,027)
$\hat{\zeta}_{2,t-1}$	0,004 (0,010)	0,008 (0,008)	-0,012 * (0,007)	0,029 * (0,015)	0,003 (0,011)	-0,004 (0,004)	-0,001 (0,002)	-0,068 (0,075)
$\hat{\zeta}_{3,t-1}$	-0,096 (0,230)	-0,206 (0,180)	-0,016 (0,157)	-0,856 ** (0,365)	0,003 (0,268)	-0,209 * (0,106)	0,168 *** (0,052)	-1,730 (1,792)
$\hat{\zeta}_{4,t-1}$	0,110 (0,170)	0,120 (0,133)	0,057 (0,116)	-0,006 (0,269)	-0,224 (0,198)	-0,119 (0,078)	-0,113 *** (0,038)	0,366 (1,322)
$\hat{\zeta}_{5,t-1}$	-0,001 (0,008)	-0,016 ** (0,006)	-0,007 (0,006)	-0,046 *** (0,013)	-0,010 (0,010)	0,002 (0,004)	-0,001 (0,002)	0,014 (0,064)
\bar{R}^2	0,349	0,389	0,229	0,591	0,503	0,222	0,301	0,188
SC: χ^2 (4)	15,736 ***	12,640	12,022 **	16,867 ***	3,187	0,818	7,387	11,588 ***
FF: χ^2 (1)	0,012	3,096 *	5,984 **	4,143 ***	1,899	24,765 ***	0,174	2,168
N: χ^2 (2)	37,400 ***	30,371 ***	33,663 ***	10,493 ***	0,155	186,895 ***	2,574	12,194 ***
HS: χ^2 (1)	0,008	0,014	4,661 **	1,733	0,472	20,888 ***	0,025	0,008

Notas: Modelos de corrección del error estimados por mínimos cuadrados ordinarios basados en un VAR (2) con relaciones de cointegración. El período muestral abarca desde 1978Q4 a 2009Q4. Los términos de corrección del error, ζ_i , se definen en las páginas 15-18. ***, ** y * denota significación estadística al 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente. SC es el test de multiplicadores de Lagrange de correlación serial de los residuos, FF es el test RESET de Ramsey de la forma funcional, N es un test de normalidad, y HS es un test de heteroscedasticidad.

Fuente: Elaboración propia.

4.4 Análisis dinámico

Por regla general, uno de los fines más importantes de la estimación de todo modelo macroeconómico es la realización de experimentos (simulaciones) que permitan entender los hechos pasados y ayudar en la formulación de la política económica futura. Estas simulaciones suelen adoptar la forma de un shock o un cambio no anticipado, normalmente, de una desviación estándar, en alguna de las variables observables del modelo. Una vez provocado el shock sobre la variable de interés, se estudia la evolución temporal del resto de variables endógenas que conforman el modelo. Por consiguiente, en un sexto y último paso, se analiza el comportamiento dinámico del modelo por medio de las funciones de respuesta al impulso generalizadas (GIRF). Las GIRF fueron 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.

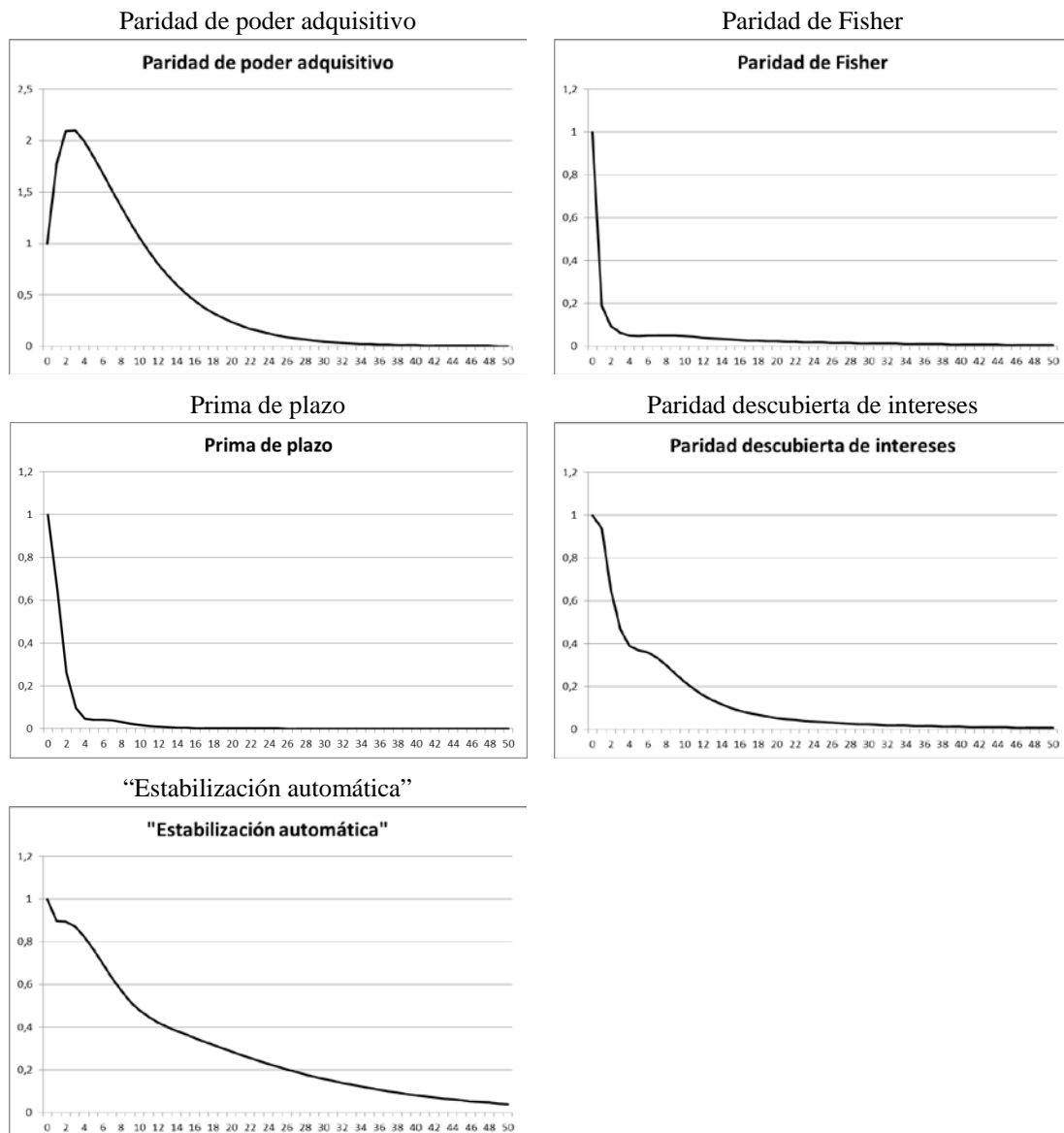
Las GIRF, a diferencia de otras clases de funciones de respuestas al impulso, presentan un balance de ventajas e inconvenientes que las hacen adecuadas para nuestro análisis. Por un lado, las GIRF son invariantes al orden de las variables en el modelo VECMX* para la economía española. En particular, 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. Por el contrario, las GIRF no ofrecen información acerca de las relaciones causales entre las variables. En este sentido, en las GIRF no se procede a la identificación de los shocks, de manera que no pueden emplearse para la efectuación de simulaciones de política económica. Así pues, resulta imposible proporcionar una interpretación económica estructural a tales perturbaciones, con etiquetas del tipo “shock de oferta”, “shock de demanda” o “shock de política económica”, por ejemplo. En cualquier caso, el análisis de los efectos de un cambio no anticipado en una de las variables observables sobre el resto de variables endógenas del modelo constituye un objetivo en sí lo suficientemente relevante como para poder considerarse un paso esencial en cualquier estudio.

Por su parte, los perfiles de persistencia (PP), desarrollados por Pesaran & Shin (1996), permiten analizar los efectos de un shock en el sistema en su conjunto sobre las relaciones de cointegración del modelo, a diferencia de las GIRF, que sólo permiten investigar las consecuencias de un shock sobre una variable en concreto. Adviértase que los efectos de los shocks sobre las relaciones de cointegración terminan por desvanecerse en el largo plazo, independientemente de la variable objeto de la perturbación. Por tanto, la forma de los PP es indicativa de la velocidad de convergencia de las relaciones de cointegración hacia el equilibrio.

En el gráfico 9 se muestran los PP de un shock en el sistema sobre las cinco relaciones de cointegración del modelo para la economía española. En nuestra aplicación, las relaciones de cointegración pueden dividirse en tres categorías, en función del tipo de variables que las componen: macroeconómicas, como la paridad de

poder adquisitivo; financieras, como la paridad de Fisher, la prima de plazo y la paridad descubierta de intereses; y fiscales, como la “estabilización automática”. Como puede apreciarse, casi todas las relaciones de largo plazo, salvo la “estabilización automática”, retornan con rapidez a su nivel de equilibrio. El PP de la paridad de poder adquisitivo sobrereacciona tras el shock inicial pero, al igual que el resto de las relaciones de cointegración, vuelve al equilibrio razonablemente rápido. Estos resultados están en la línea de los que aparecen en la literatura, donde las relaciones de cointegración que incluyen variables macroeconómicas y fiscales muestran una velocidad de ajuste más lenta que las relaciones de cointegración con variables puramente financieras.

Gráfico 9. — Perfiles de persistencia del efecto de un shock en el sistema sobre las relaciones de cointegración



Fuente: Elaboración propia.

En los dos epígrafes siguientes, se hace uso de las GIRF a fin de examinar las consecuencias de los siguientes experimentos sobre un conjunto de variables de la economía española: (1) un shock positivo de una desviación estándar en los ingresos públicos totales de España, y (2) un shock positivo de una desviación estándar en los gastos públicos totales de España.

4.4.1 Shock en los ingresos públicos totales de España

Las respuestas al impulso generalizadas de un shock positivo (de una desviación estándar) en los ingresos públicos totales de España aparecen recogidas en el gráfico 10. En particular, en cada uno de los gráficos de las GIRF se dibujan los efectos de una perturbación sobre las variables endógenas del modelo para la economía española a lo largo de 50 trimestres. En el eje horizontal se representa el horizonte temporal, mientras que en el eje vertical se mide la variación de la variable en análisis ante el shock correspondiente. La línea continua muestra las respuestas al impulso generalizadas de las variables endógenas del modelo, mientras que las líneas discontinuas representan sus correspondientes bandas de confianza al 95 por ciento, calculadas por el método de *bootstrapping* para 1000 simulaciones. Cabe recordar aquí que, en un modelo VAR con relaciones de cointegración, los shocks pueden tener efectos permanentes sobre las variables individualmente consideradas.

En un primer análisis, de la visualización de los gráficos 10 y 11 se desprende que los efectos de las perturbaciones simuladas sobre las variables en estudio en pocas ocasiones son estadísticamente significativos. 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 se ajusta más a un crecimiento tendencial o a movimientos cíclicos alrededor de la tendencia y, por otra parte, nos posibilita evaluar el alcance de los efectos de una variable sobre el resto de la economía. En definitiva, nuestro modelo VECMX* servirá no tanto para cuantificar sino más bien para cualificar el comportamiento de la economía española.

Como puede apreciarse en el gráfico 10 y la tabla 6, un shock positivo de una desviación estándar en los ingresos públicos totales de España provoca un incremento instantáneo de alrededor de un 0,1 por ciento en el PIB real del país. A lo largo del primer año, las consecuencias positivas de la perturbación sobre la producción nacional se refuerzan, hasta alcanzar un máximo del 0,22 por ciento en el tercer trimestre. A partir del tercer año, el PIB real de la economía española se estabiliza en torno al 0,15 por ciento anual de media. La tasa de inflación, por su parte, desciende en el momento del impacto un 0,09 por ciento como respuesta al aumento no esperado en los ingresos públicos totales en España. No obstante, tras algunas oscilaciones, los efectos de la perturbación sobre dicha variable se van desvaneciendo en el transcurso de los trimestres.

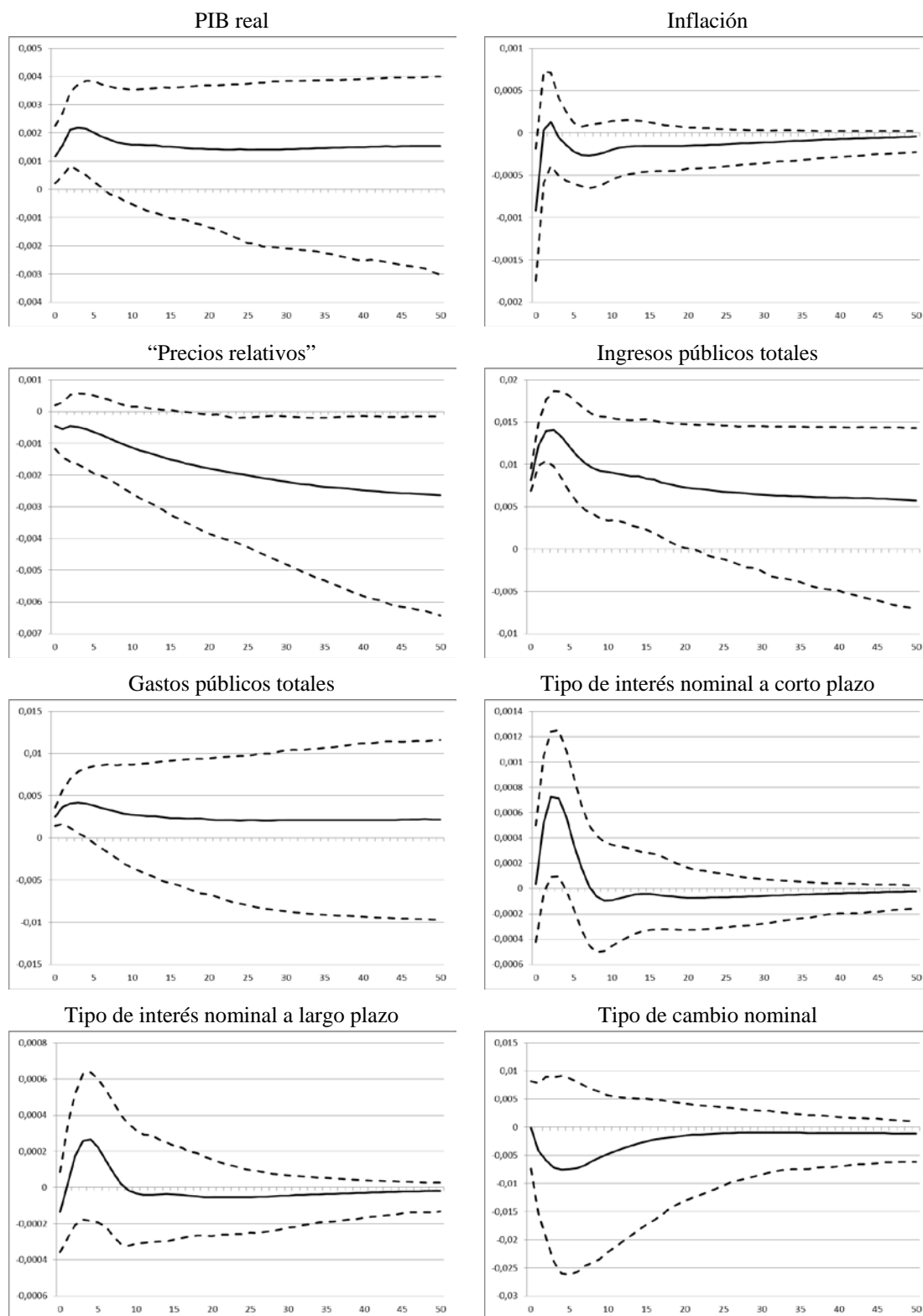
Como era de esperar, el perfil temporal de los ingresos públicos totales españoles guarda estrecha similitud con el del PIB real. Los gastos públicos totales se incrementan en un 0,25 por ciento en impacto, hasta alcanzar un pico en el tercer trimestre posterior al shock. En el medio-largo plazo, esta variable se estabiliza alrededor del 0,22 por ciento al año. Los tipos de interés a corto y a largo plazo presentan una dinámica semejante ante tal perturbación, si bien sus efectos terminan por desaparecer en el tiempo. Por último, el shock en los ingresos públicos totales viene acompañado de una reducción en el tipo de cambio nominal, mas nuevamente las repercusiones a largo plazo son nulas.

4.4.2 Shock en los gastos públicos totales de España

El gráfico 11 y la tabla 7 muestran las respuestas al impulso generalizadas de un shock positivo (de una desviación estándar) en los gastos públicos totales de España. Como cabría esperar, las repercusiones de la perturbación sobre el PIB real de la economía española son positivas, si bien sólo en el corto plazo. En concreto, el aumento no anticipado en los gastos públicos totales de España origina un crecimiento instantáneo de casi un 0,09 por ciento en la producción real del país. No obstante, las consecuencias positivas del shock sobre la variable se revierten a partir del segundo trimestre posterior a la perturbación, ya que el PIB real cae alrededor de un 0,05 por ciento después de tres trimestres. Con posterioridad, la producción de la economía española se estabiliza en valores situados por debajo de la línea de base. Los efectos contemporáneos del shock sobre la tasa de inflación, por su parte, parecen ser negativos en el transcurso del período analizado. Específicamente, la perturbación tiene un impacto negativo en el nivel de precios de casi el 0,1 por ciento; sin embargo, a medio-largo plazo los efectos son reabsorbidos.

Al igual que en el experimento de la subida no anticipada en los ingresos públicos totales españoles, el perfil temporal trazado por los ingresos públicos totales en respuesta al shock positivo en los gastos públicos es muy similar al del PIB real. Como nota a tener en cuenta, el efecto del shock sobre la propia variable objeto de la perturbación, es decir, los gastos público totales para España, es positivo, permanente y significativo. Excepto en el corto plazo, donde la respuesta de los tipos de interés a corto y a largo plazo es positiva en el primer caso y negativa en el segundo, nuevamente, ambas variables presentan una dinámica semejante ante tal perturbación. Con todo, dichas variables terminan por retornar a sus valores previos al shock. Finalmente, el incremento no anticipado en los gastos públicos totales lleva aparejado un aumento en el tipo de cambio nominal, si bien las repercusiones a largo plazo son nulas otra vez.

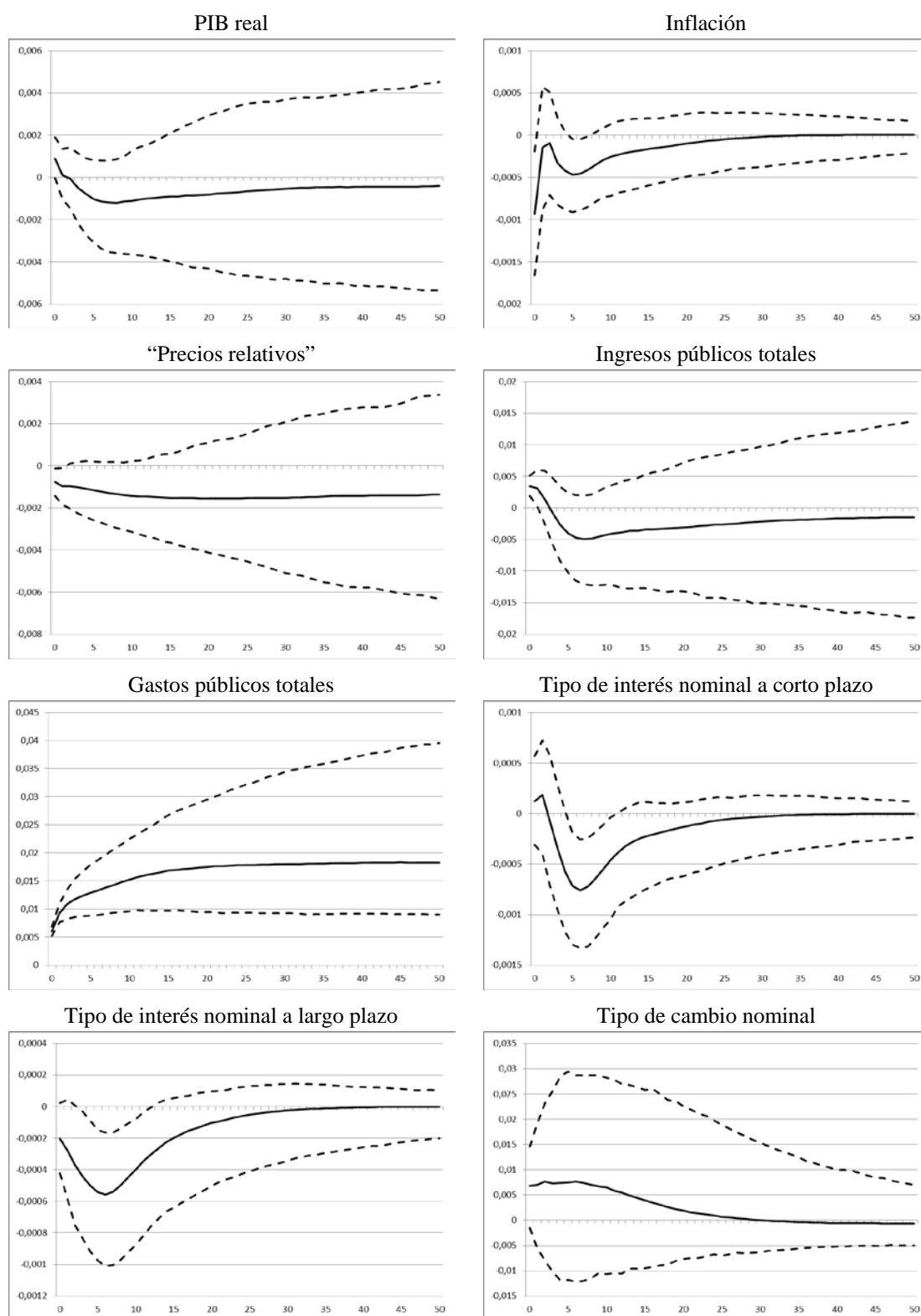
Gráfico 10. — Respuestas al impulso generalizadas de un shock (de una desviación estándar) en los ingresos públicos totales de España



Nota: Se presentan las estimaciones medianas calculadas por el método de *bootstrapping* para 1000 simulaciones junto con sus correspondientes bandas de confianza al 95 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 11. — Respuestas al impulso generalizadas de un shock (de una desviación estándar) en los gastos públicos totales de España



Nota: Se presentan las estimaciones medianas calculadas por el método de *bootstrapping* para 1000 simulaciones junto con sus correspondientes bandas de confianza al 95 por ciento.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6. — Respuestas al impulso generalizadas (en %) de un shock (de una desviación estándar) en los ingresos públicos totales de España

Trimestres	0	1	2	3	4	8	12	16	20	24	28	32	36	40
y	0,116	0,156	0,212	0,218	0,214	0,167	0,157	0,149	0,143	0,143	0,141	0,144	0,148	0,150
Dp	-0,092	0,003	0,013	-0,005	-0,014	-0,026	-0,016	-0,016	-0,015	-0,014	-0,012	-0,010	-0,009	-0,007
pr	-0,046	-0,054	-0,046	-0,049	-0,055	-0,095	-0,129	-0,156	-0,179	-0,197	-0,213	-0,228	-0,239	-0,248
tr	0,813	1,220	1,399	1,409	1,327	0,961	0,880	0,818	0,730	0,689	0,660	0,633	0,620	0,607
te	0,253	0,368	0,410	0,418	0,407	0,312	0,260	0,232	0,218	0,208	0,206	0,213	0,213	0,210
sr	0,004	0,052	0,073	0,072	0,056	-0,006	-0,006	-0,005	-0,007	-0,007	-0,006	-0,005	-0,005	-0,004
lr	-0,013	0,002	0,018	0,026	0,027	0,002	-0,004	-0,004	-0,005	-0,005	-0,005	-0,004	-0,003	-0,003
e	-0,010	-0,414	-0,590	-0,721	-0,752	-0,594	-0,372	-0,217	-0,147	-0,114	-0,100	-0,096	-0,101	-0,103

Nota: Se presentan las estimaciones medianas calculadas por el método de *bootstrapping* para 1000 simulaciones.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7. — Respuestas al impulso generalizadas (en %) de un shock (de una desviación estándar) en los gastos públicos totales de España

Trimestres	0	1	2	3	4	8	12	16	20	24	28	32	36	40
y	0,088	0,011	-0,006	-0,048	-0,078	-0,120	-0,100	-0,089	-0,080	-0,070	-0,058	-0,049	-0,046	-0,045
Dp	-0,093	-0,014	-0,009	-0,033	-0,042	-0,035	-0,021	-0,015	-0,010	-0,006	-0,003	-0,001	0,000	0,000
pr	-0,076	-0,096	-0,097	-0,102	-0,109	-0,134	-0,146	-0,152	-0,154	-0,154	-0,152	-0,149	-0,142	-0,143
tr	0,346	0,309	0,140	-0,080	-0,267	-0,482	-0,386	-0,340	-0,309	-0,262	-0,234	-0,205	-0,183	-0,167
te	0,599	0,927	1,089	1,179	1,241	1,428	1,600	1,698	1,748	1,779	1,792	1,803	1,812	1,821
sr	0,012	0,019	-0,007	-0,034	-0,058	-0,065	-0,032	-0,020	-0,013	-0,007	-0,004	-0,002	-0,001	-0,001
lr	-0,020	-0,028	-0,037	-0,045	-0,050	-0,050	-0,030	-0,017	-0,010	-0,006	-0,003	-0,002	-0,001	0,000
e	0,684	0,704	0,764	0,731	0,737	0,699	0,544	0,346	0,188	0,093	0,023	-0,018	-0,041	-0,058

Nota: Se presentan las estimaciones medianas calculadas por el método de *bootstrapping* para 1000 simulaciones.

Fuente: Elaboración propia.

5 Conclusiones

Este trabajo está estructurado en torno a dos partes relacionadas: en la primera de ellas, se especifica teóricamente el modelo VECMX*, tomando como referencia los influyentes trabajos de Pesaran *et al.* (2000) y Garratt *et al.* (2006), mientras que en la segunda se construye una aplicación del modelo VECMX* para la economía española, 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 el comportamiento de la economía española y, de forma más específica, estudiar las posibles repercusiones que un shock en alguna de las variables fiscales del país pueda ocasionar sobre el resto de las variables endógenas que componen el modelo para España.

La característica esencial del proceso de modelado seguido en este trabajo consiste en la combinación de la información que proporciona la teoría económica del largo plazo, materializada a través de las relaciones de cointegración, con la flexibilidad que aporta el enfoque puramente estadístico, seguido en el modelado del corto plazo. En detalle, la metodología empleada en la construcción del modelo para España puede resumirse como sigue. En primer lugar, se identifican las relaciones de cointegración del modelo VECMX* para la economía española, a saber, la paridad de poder adquisitivo, la paridad de Fisher, la prima de plazo, la paridad descubierta de intereses y la “estabilización automática”. A continuación, se incorporan dichas relaciones de cointegración en el otrora modelo no restringido, que contiene ocho variables endógenas y seis variables exógenas, aparte de las componentes deterministas pertinentes. En tercer término, se procede a la estimación del modelo sujeto a las restricciones sugeridas por la teoría económica del largo plazo. Por último, el modelo estimado se utiliza en el estudio del comportamiento de la economía española ante diversas perturbaciones en las variables fiscales.

A pesar de que las restricciones de sobreidentificación indicadas por la teoría económica son rechazadas (a los niveles usuales de significación), las propiedades dinámicas del modelo estimado parecen razonables. De hecho, como cabe esperar, los efectos de los shocks sobre las relaciones de cointegración terminan por desvanecerse en el largo plazo, independientemente de la variable fuente de la perturbación. Por lo demás, los resultados de las simulaciones evidencian que los efectos de los shocks en los ingresos y los gastos públicos totales de España sobre el PIB real, los “precios relativos”, los ingresos públicos totales y los gastos públicos totales son permanentes, mientras que las consecuencias de las perturbaciones sobre la tasa de inflación, el tipo de interés nominal a corto plazo, el tipo de interés nominal a largo plazo y el tipo de cambio nominal son transitorias.

El PIB real de la economía española responde positivamente ante un incremento no anticipado en los ingresos públicos totales en el momento del impacto, efectos positivos que perduran en el tiempo; por el contrario, a pesar de que el PIB real de la

economía española también responde positivamente ante un aumento no esperado en los gastos públicos totales, las repercusiones del shock se tornan negativas en el medio-largo plazo. Así pues, los resultados de este estudio parecen sugerir la necesidad de una reforma profunda del sistema fiscal español, de manera que se solucione el problema de la sostenibilidad de las finanzas públicas en España (los ingresos públicos raramente suelen ser suficientes para cubrir las necesidades de gasto y así parece ser percibido por las fuerzas que guían los mercados).

El modelo para la economía española estimado en esta investigación puede extenderse por medio de dos vías diferenciadas. Por una parte, conforme las bases de datos estadísticas vayan mejorando, sería aconsejable refinar nuestro modelo VECMX* para la economía española a través de la desagregación de las fuentes de los ingresos y los gastos públicos totales, con el fin de profundizar en la comprensión de las raíces de los desequilibrios de las finanzas públicas españolas y ser de utilidad en la formulación de la política económica. Por otra parte, debido a las distintas etapas por las que ha atravesado la economía española a lo largo de los últimos cuarenta años, podría estimarse un modelo VECMX* con cambio estructural, en el cual se consideren, por ejemplo, la incorporación de España a las Comunidades Europeas (1986) o la entrada de nuestro país en la tercera etapa de la UEM (conocida como Eurozona, 1999).

6 Bibliografía

- Assenmacher-Wesche, K., and M.H. Pesaran (2009), “A VECX* model of the Swiss Economy”, *Swiss National Bank Economic Studies*, No. 6 2009.
- Beetsma, R., M. Giuliadori, 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.
- Claeys, Peter (2004), “Monetary and Budgetary Policy Interaction: An SVAR Analysis of Stabilisation Policies in Monetary Union,” Economics Working Papers ECO2004/22, European University Institute.
- De Castro, Francisco (2005), “Una evaluación macroeconómica de la política fiscal en España”, *Estudios Económicos* nº 76, Banco de España.
- De Castro, Francisco (2006), “The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain”, *Applied Economics* **38**: 913-924.
- De Castro, F., and P. Hernández de Cos (2006), “The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach”, ECB Working Paper No. 647, European Central Bank.
- Dickey, D.A., and 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.
- Favero, C. (2002), “How do European Monetary and Fiscal Authorities behave?”, *IGIER Working Paper Series*, No. 214, May 2002.
- Garratt, A., K. Lee, M.H. Pesaran, and Y. Shin (2006), *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*, UK: Oxford University Press.
- Granger, C.W.J., and J.L. Lin (1995), “Causality in the Long Run”, *Econometric Theory* **11**: 530-536.
- Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen, and A. Rahbek (1998), “Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems”, *Journal of Business and Economic Studies* **10**: 321-336.
- Hebous, S., and T. Zimmermann (2010), “Budget Deficit Spillover Effects in the Euro Area”, *mimeo*.
- Johansen, S. (1992), “Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis”, *Journal of Econometrics* **52**: 231-254.
- Kilian, Lutz (2001), “Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order”, *Journal of Forecasting* **20** (3): 161-179.
- Koop, G., M.H. Pesaran, and S.M. Potter (1996), “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics* **74**: 119-147.
- Leybourne, S., T-H. Kim, and P. Newbold (2005), “Examination of Some More Powerful Modifications of the Dickey-Fuller Test”, *Journal of Time Series Analysis* **26**: 355-369.
- Park, H., and 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.
- Pesaran, M.H., and Y. Shin (1996), “Cointegration and the Speed of Convergence to Equilibrium”, *Journal of Econometrics* **71**: 117-143.
- Pesaran, M.H., and Y. Shin (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters* **58**: 17-29.
- Pesaran, M.H., and Y. Shin (1999), “An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration”. In S. Strom (ed.): *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, 371-413, UK: Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Y. Shin, and R. Smith (1996), “Testing for the Existence of a Long Run Relationship”, DAE working paper No. 9622, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H., Y. Shin, and R. Smith (2000), “Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous $I(1)$ Variables”, *Journal of Econometrics* **97**: 293-343.
- Pesaran, M.H., Y. Shin, and R. Smith (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics* **16**: 289-326.
- Ramajo, Julián (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, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Ramajo, Julián (2009), “Un análisis SVAR de la efectividad de la política fiscal en España”, *Anales de Economía Aplicada*, N. XXIII, ASEPELT/Delta Publicaciones Universitarias.
- Schneider, E., P. Chen, and J. Frohn (2008), “A Long-Run Structural Macroeconometric Model for Germany: An Empirical Note”, *Economics. The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* **2**, 2008-16. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2008-16>
- Spilimbergo, A., S. Symansky, O. Blanchard, and C. Cottarelli (2008), “Fiscal Policy for the Crisis”, IMF Staff Position Note SPN/08/01, December 29, 2008.