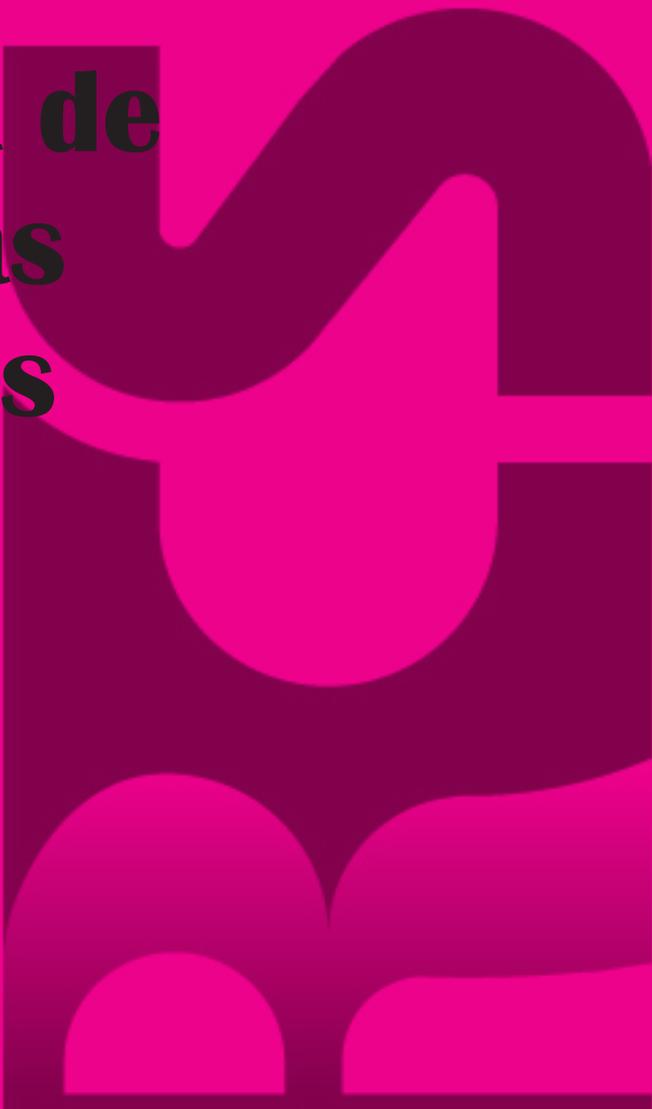


Revista de Ciencias Sociales



Revista de Ciencias Sociales (RCS)
Vol. XXIV, No. 1, Enero - Marzo 2018, pp. 9-21
FCES - LUZ • ISSN 2477-9431



Consolidación fiscal, un análisis empírico para España *

Prats Albentosa, María Asunción **
Rocamora Martí, Antonio Manuel ***

Resumen

La rápida acumulación de deuda pública en muchos países desde el comienzo de la crisis financiera de 2008, ha desembocado en elevados stocks de deuda en porcentaje del producto interior bruto (PIB). En el caso de España, este porcentaje ronda un 93,9% en 2013; ante esta situación, y dada la necesidad de una consolidación fiscal, en este artículo se utiliza un modelo de vectores autorregresivos sin restricciones para aportar evidencias sobre cuál es la mejor forma para realizar dicha consolidación. Entre los resultados destacan en primer lugar la existencia de una precedencia temporal de ingresos a gastos y en segundo lugar se obtiene que un aumento del tamaño del sector público, aun siendo sostenible la deuda pública, podría reducir el nivel de crecimiento real de la economía. Finalmente, se concluye que el mejor camino sería la reducción del gasto público en lugar del aumento de la recaudación impositiva.

Palabras clave: Consolidación fiscal; deuda pública; política fiscal; modelo de vectores autorregresivos sin restricciones; España.

* Se agradece la ayuda financiera recibida del Ministerio de Economía y Competitividad (España) a través del proyecto ECO2015/65826-P.

** Doctora en Economía. Profesora Titular de Economía Aplicada. Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Murcia (España). E-mail: mprats@um.es

*** Máster en Banca y Finanzas por el Centro de Estudios Monetarios y Financieros -CEMFI-, Madrid (España). Graduado en Economía. E-mail: am.rocamoramarti@gmail.com

Recibido: 2017-08-20 • **Aceptado:** 2017-12-05

Fiscal consolidation, an empirical analysis for Spain

Abstract

The rapid accumulation of public debt in many countries since the beginning of the 2008 financial crisis has led to high debt stocks as a percentage of gross domestic product (GDP). In the case of Spain, this percentage is around 93.9% in 2013; in light of this situation, and given the need for fiscal consolidation, this paper uses a self-restructuring vector model without restrictions to provide evidence on the best way to achieve this consolidation. Among the results, the first priority is the existence of a temporary precedence of income to expenses and, secondly, an increase in the size of the public sector, even if the public debt is sustainable, could reduce the level of real growth of the economy. Finally, it is concluded that the best way would be to reduce public spending instead of increasing tax collection.

Keywords: Fiscal consolidation: public debt; fiscal policy; autoregressive vector model without restrictions; Spain.

Introducción

Muchos países de Europa han experimentado un rápido crecimiento de su stock de deuda pública desde el inicio de la crisis financiera de 2008. No obstante, muchos de estos países están vinculados a un tratado firmado en 1992, el tratado de Maastricht, que establece un límite del 60% del stock de deuda acumulada sobre el PIB, limitación que fue reforzada en 1997 con el establecimiento del Pacto de Estabilidad y Crecimiento.

En el caso de España, el stock de deuda pública en porcentaje del PIB ascendía a un 93,9% en 2013. La necesidad de llevar a cabo una consolidación fiscal, debido tanto a la vinculación con los tratados internacionales, como a la dificultad para la colocación de instrumentos de deuda en el mercado en un contexto de gran endeudamiento, ha llevado al planteamiento de las siguientes cuestiones: “¿Qué camino es el más efectivo para reducir el déficit?” o “¿Qué estrategia es más eficiente para lograr reducciones permanentes en los déficits fiscales?” De Castro (2005).

En la literatura económica la interdependencia entre gastos e ingresos públicos no tiene una dirección clara, más bien hay múltiples teorías con distintas direccionalidades. Por ejemplo, Buchanan y

Wagner (1977) afirman que la financiación del déficit permite sistemáticamente un mayor nivel de gasto debido a la “Ilusión Fiscal” creada por las indirectas y complejas estructuras impositivas, Wicksell (1896) plantea la hipótesis de interdependencia entre ingresos y gastos debido al proceso por el cual se toman las decisiones de ambos y debido a que dichas decisiones son tomadas por el mismo colectivo, esta teoría es reformulada más tarde por Musgrave (1966).

Por otro lado, Barro (1989) defiende la teoría de la “Equivalencia Ricardiana” en la que existen dos vías de financiación del déficit: una mediante la subida de impuestos y otra recurriendo al endeudamiento. Sin embargo, este autor sostiene que son equivalentes, de este modo un aumento del endeudamiento conducirá a mayores impuestos en el futuro y, por el contrario, unos menores impuestos generarán déficits en algún periodo siguiente; Brennan y Buchanan (1980) defienden la hipótesis del gobierno tipo “Leviatán”, en la cual, afirman que mayores ingresos impositivos únicamente derivan en aumentos del nivel de gasto en los periodos posteriores; por otra parte, Friedman (1978) argumenta la hipótesis de “impuesto y gasto”, donde los avances tecnológicos permiten aumentar la capacidad de recaudación impositiva y,

al fundamentarse la actividad económica en el sistema de mercado, el gasto público se incrementará también.

Autores posteriores han encontrado interrelaciones interesantes, como en De Castro (2005) donde se encuentra cierta evidencia de que shocks en la recaudación impositiva provocan, en unos años, un incremento del déficit de forma persistente, resaltando el autor que en España se observa un sesgo hacia el déficit.

Para tratar de dar respuesta a las preguntas mencionadas el trabajo que se expone en este artículo queda organizado del siguiente modo. En la sección 1, se identifica el modelo multivariante de vectores autorregresivos sin restricciones (VAR) para estudiar el efecto de la política fiscal en la economía española en el período 1964 a 2013, utilizando datos de frecuencia anual siguiendo la metodología de De Castro (2008). En la

sección 2, se procede a la identificación y chequeo del modelo VAR. En la sección 3, se estudia la interdependencia y la relación entre ingresos y gastos públicos, mediante el análisis de causalidad de Granger. En la sección 4, se presenta la descomposición de la varianza del error de predicción y de las funciones impulso-respuestas, de la misma forma que en De Castro (2005). En la sección 5, se presentan las funciones de impulso respuesta y finalmente, se presentan las conclusiones.

1. Análisis VAR: descripción del modelo

En la literatura se han planteado distintas combinaciones de variables a incluir en los modelos VAR para estudiar el efecto de la política fiscal, entre ellos cabe destacar los recogidos en la siguiente tabla.

Tabla I
Vectores propuestos en la literatura

Autor	Vector propuesto
De Castro (2006)	$X_t = [G, NT, GDP, i^{3m}, P]$
De Castro et al (2008)	$X_t = [G, NT, GDP, i^{3y}, P]$
De Castro et al (2013)	$X_t = [G, NT, GDP, i^{3y}, P, E]$
Comisión Europea (2012)	$X_t = [G, NT, GDP, i^{3m}, P]$
De Cos et al (2013)	$X_t = [G, NT, GDP]$

Fuente: Elaboración propia

Siendo G el gasto público real, NT los ingresos impositivos netos reales, i el tipo de interés de los bonos del gobierno a 3 meses o tres años dependiendo del autor, P el deflactor del PIB, GDP el PIB nominal y E el tipo de

cambio real efectivo.

El presente estudio utiliza el planteamiento propuesto por De Castro (2008), incluyendo como variables en el vector de variables endógenas:

- gt_t Gasto público real
- t_t Ingresos impositivos reales
- r_t Tipo de rendimiento real medio de los bonos.
- y_t PIB real.
- P_t Deflactor del PIB.

Estas cinco variables conforman el conjunto mínimo de variables macroeconómicas necesarias para el estudio de los efectos dinámicos de shocks de política fiscal (De Castro, 2008).

El presente artículo hace uso de datos de la economía española de frecuencia anual para el periodo 1964-2013, ambos años inclusive. Los datos provienen de las Cuentas Financieras de la Economía Española (Banco de España)¹. Las variables nominales han sido deflactadas utilizando el deflactor del PIB en base 2008. Todos los cálculos de este estudio se han llevado a cabo con el programa EViews 7.

2. Especificación y chequeo del modelo VAR

Primeramente se hace uso del test de Phillips-Perrón (1988) para comprobar si las variables son integradas de orden uno, es decir, I(1) y estacionarizarlas. Los resultados se muestran en la Tabla II.

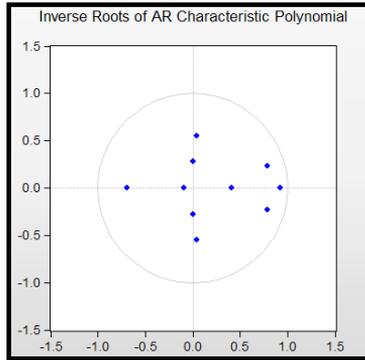
Los resultados, además, también son respaldados por el test ADF. Al seguir todas las variables procesos I(1), para estacionarizarlas, se introducen en primeras diferencias. Tras introducir en primeras diferencias todas las variables, se comprueba que no se ha pasado por alto ninguna raíz unitaria mediante la inversa de las raíces del polinomio característico del modelo de vectores autorregresivos. El Gráfico I muestra que ningún valor queda fuera del círculo, por lo que el modelo en su conjunto es estacionario. Esta prueba indica que el modelo VAR es estable.

Tabla II
Contraste de raíz unitaria con el test de Phillips-Perrón (1988)

	Período	P-valor	Phillips-Perron Estadístico	1%	5%	10%
gt_t	1964-2013	0,6007	-1,9739	-4,1567	-3,5043	-3,1818
τ_t	1964-2013	0,2615	-2,6491	-4,1567	-3,5043	-3,1818
P_t	1964-2013	0,1939	-2,8302	-4,1567	-3,5043	-3,1818
r_t	1964-2013	0,6167	-1,3123	-3,5713	-2,9224	-2,5992
y_t	1964-2013	0,6889	-1,8013	-4,1567	-3,5043	-3,1818

Notas: Los valores críticos al 1%, 5% y 10% han sido obtenidos mediante el test Phillips-Perrón (1988). El número de retardos se ha seleccionado con el criterio de Newey-West.

Fuente: Elaboración propia.



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico I
Inversa de las raíces del polinomio característico

Como segundo paso, se procede a la elección del número de retardos (P) a incluir en el modelo, para ello se hace uso de los siguientes criterios bayesianos:

$$AIC(P) = \text{Log}|\Omega| + \frac{2}{T}pM^2(1)$$

$$BIC(P) = \text{Log}|\Omega| + \frac{2\text{Log}(\text{Log}(T))}{T}pM^2(2)$$

$$HQ(P) = \text{Log}|\Omega| + \frac{\text{Log}(T)}{T}pM^2(3)$$

Todos ellos están basados en la elección del modelo con menor valor del criterio²

Teniendo en cuenta las limitaciones de los contrastes bayesianos, como que AIC tiende a sobreestimar el número de retardos a incluir o los criterios BIC(SC) y HQ funcionan mejor en muestras grandes, con los resultados presentados en la Tabla III, se decide incluir 2 retardos, quedando así el modelo en su forma reducida.

Tabla III
Contrastes bayesianos

Retardos	AIC	SC	HQ
0	3.713.163	3.733.237	3.720.647
1	3.468.197	35.88641*	3.513.097
2	34.23317*	3.644.131	35.05634*
3	3.453.231	3.774.416	3.572.966
4	3.449.621	3.871.176	3.606.772

Notas: * Indica el número óptimo de retardos elegido por el criterio

AIC: Criterio de Akaike

SC: Criterio de Schwarz

HQ: Criterio de Hannan-Quinn

Fuente: Elaboración propia.

$$\begin{bmatrix} dgt_t \\ dt_t \\ dy_t \\ dr_{t-10} \\ dp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.036 & -0.223 & 121606.6 & 2028.5 & -114663.7 \\ -0.116 & 0.360 & -9559.5 & -1117.4 & 47836.62 \\ 0.000 & 0.000 & 0.567 & 0.002 & -0.177 \\ 0.000 & 0.000 & 0.421 & -0.002 & 0.981 \\ 0.000 & 0.000 & 7.094 & 0.284 & 5.459 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dgt_{t-1} \\ dr_{t-1} \\ dy_{t-1} \\ dp_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.740 & 0.619 & 21685.5 & -5467.9 & 150827.1 \\ -0.184 & -0.235 & 33507.1 & -5386.1 & -39626.3 \\ 0.000 & 0.000 & 0.191 & -0.001 & 0.156 \\ 0.000 & 0.000 & -0.158 & 0.000 & -0.008 \\ 0.000 & 0.000 & -6.017 & -0.315 & 8.909 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dgt_{t-2} \\ dr_{t-2} \\ dy_{t-2} \\ dp_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Una vez elegido el número de retardos a incluir, se procede a la comprobación de que los residuos sean ruidos blancos mediante las funciones de correlación y los contrastes de Portmanteau y de Breuch-Godfrey.

a) Contraste de Portmanteau: Este contraste, estudia la correlación de los residuos como vector en lugar de las autocorrelaciones de cada uno de sus elementos (Tabla IV).

Tabla IV
Test de Autocorrelación de Portmanteau

Hipótesis Nula: no existen autocorrelaciones superiores al retardo h		
Retardos	Q-Estadístico	P-Valor
1	3.647.335	NA*
2	1.806.754	NA*
3	3.674.599	0.0610
4	6.661.439	0.0580
5	8.610.586	0.1790
6	1.072.339	0.2923
7	1.284.162	0.3989
8	1.444.478	0.6126
9	1.598.930	0.7870
10	1.729.798	0.9167
11	1.839.253	0.9792
12	2.018.894	0.9886

Notas: El número de retardos escogido es h=12

Fuente: Elaboración propia.

El contraste es el siguiente:

Ho: No hay autocorrelación entre los residuos de las observaciones.

Ha: Si hay autocorrelación entre los residuos de las observaciones.

Se contrasta con un nivel de significatividad de 0.01, como todos los p-valores son mayores que 0.01 se acepta la hipótesis nula de que no hay correlación entre los residuos de las observaciones.

b) Test de Breusch-Godfrey: Para complementar este análisis se realiza el test de Breusch-Godfrey (Tabla V), en el que se regresa el residuo sobre las variables retardadas del modelo VAR y sobre los residuos retardados hasta h periodos, y se contrasta si estos residuos retardados son significativos o no.

Tabla V
Test de Autocorrelación LM

Hipótesis Nula: no existen autocorrelaciones superiores al retardo h		
Retardos	Q-Estadístico	P-Valor
1	1.600.563	0.9147
2	2.135.239	0.6728
3	2.547.886	0.4358
4	3.817.284	0.0445
5	2.230.403	0.6181
6	2.365.933	0.5391
7	3.049.668	0.2062
8	1.553.616	0.9279
9	2.107.442	0.6885
10	1.682.266	0.8881
11	1.135.435	0.9910
12	1.875.526	0.8087

Notas: El número de retardos escogido es h=12

Fuente: Elaboración propia.

El contraste es el siguiente:

Ho: No hay autocorrelación entre los

residuos de las observaciones.

Ha: Si hay autocorrelación entre los residuos de las observaciones.

Si se toma $\alpha=0.05$, se acepta para todos los casos la hipótesis nula exceptuando para el retardo 4. Si se toma $\alpha=0.01$ se observa que no hay problemas de autocorrelación de los residuos.

3. Causalidad de Granger

El objetivo de esta sección es el de establecer la precedencia temporal entre ingresos y gastos públicos, para ello se realiza un test de causalidad de Granger (1969) en el modelo VAR especificado anteriormente. El modelo es el siguiente:

$$\begin{bmatrix} dgt_t \\ d\tau_t \\ dy_t \\ dP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a1 & b1 & c1 & d1 & e1 \\ f1 & g1 & h1 & i1 & j1 \\ k1 & l1 & m1 & n1 & o1 \\ p1 & q1 & r1 & s1 & t1 \\ u1 & v1 & w1 & x1 & z1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dgt_{t-1} \\ d\tau_{t-1} \\ dy_{t-1} \\ dP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a2 & b2 & c2 & d2 & e2 \\ f2 & g2 & h2 & i2 & j2 \\ k2 & l2 & m2 & n2 & o2 \\ p2 & q2 & r2 & s2 & t2 \\ u2 & v2 & w2 & x2 & z2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dgt_{t-2} \\ d\tau_{t-2} \\ dy_{t-2} \\ dP_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

1. ¿Causa $d\tau_t$ a dgt_t ? Para responder a esta cuestión se realiza el siguiente contraste:

-Ho: $d\tau_t$ no causa en el sentido de Granger a dgt_t : $\rightarrow b_1=b_2=0$

-H1: $d\tau_t$ causa a en el sentido de Granger a dgt_t

Como $0.0000 < 0.05$ RH_0 , es decir, $d\tau_t$ causa a dgt_t .

2. ¿Causa dgt_t a $d\tau_t$? Para responder a esta cuestión se realiza el siguiente contraste:

-Ho: dgt_t no causa en el sentido de Granger a $d\tau_t$: $\rightarrow f_1=f_2=0$

-H1: dgt_t causa a en el sentido de Granger a $d\tau_t$

Como $0.6394 > 0.05$ AH_0 , es decir, dgt_t no causa a $d\tau_t$.

De los resultados obtenidos en el análisis de la causalidad de Granger, y recogidos en la Tabla VI, se obtiene evidencia de la existencia de causalidad en un único sentido, el de que los ingresos públicos causan en el sentido de Granger a los gastos públicos, estos resultados estarían en consonancia con las teorías del gobierno “Leviathan” de Brennan y Buchanan (1980), por lo que incrementos del ingreso conllevan incrementos del gasto en los periodos posteriores. Además, también se respaldaría

la teoría de Friedman (1978), ya que en este escenario, un intento de disminuir el déficit vía aumentos impositivos solamente se lograría en el corto plazo, ya que en periodos posteriores aumentaría el gasto público aumentando el tamaño del sector público. Por ello, el control del déficit debiera basarse en restricciones del endeudamiento, combinado con reducciones del nivel de gasto público.

Tabla VI
Test de causalidad de Granger

Variable dependiente: dgt_t			
Excluida	Chi-sq	df	P-Valor
$d\tau_t$	5.072.850	2	0.0000
Variable dependiente: $d\tau_t$			
Excluida	Chi-sq	df	P-Valor
dgt_t	0.894467	2	0.6394

Fuente: Elaboración propia.

4. Descomposición de la varianza del error de predicción

Para aportar mayor respaldo al análisis de la causalidad en el sentido de Granger se procede a la descomposición de la varianza del error de predicción, ya que en sí, el análisis

de causalidad de Granger no indica una causalidad económica.

Debido a que resulta necesaria la identificación del modelo, se recurre a la descomposición de Cholesky, en la cual el orden de las ecuaciones propuestas para el VAR no es trivial. Esta descomposición consiste en un esquema de identificación recursiva según el orden de las variables. Por este motivo se efectúan los análisis con el siguiente orden $dgt_t, dr_t, dy_t, dt_t, dP_t$. Esta ordenación es la seguida por De Castro (2005), que resume los argumentos económicos en los que se basa su planteamiento en los siguientes puntos:

- Debido al proceso de elaboración del presupuesto de gasto público, a esta variable no le afectarían inmediatamente los cambios en las condiciones económicas, por ello el gasto público solo depende contemporáneamente de su propio shock estructural.
- Según la teoría económica el tipo de interés reacciona con cierto retraso ante cambios en el nivel de precios y en la producción, también se cuantifica en cero la respuesta ante shocks de los impuestos reales, respondiendo en el momento cero únicamente ante shocks del gasto público y de él mismo.
- En lo relativo al nivel de producción, se asume que los shocks de los impuestos reales no le afectan contemporáneamente, ya que la adaptación a las nuevas condiciones de los planes de consumo e inversión, por parte de los agentes, lleva un cierto tiempo. No obstante la relación inversa si se cumple, es decir, cambios en el nivel de actividad aumentan la recaudación impositiva vía retenciones en el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF), cotizaciones sociales y de los impuestos indirectos que gravan el consumo.
- En último lugar figura el nivel de precios que responderá ante movimientos de todas las variables del sistema.

En general, los resultados de la descomposición de la varianza del error de predicción parecen consistentes con

el contraste de causalidad anterior, tal y como se puede apreciar en la Tabla VII, la descomposición de la varianza del error de viene explicada en un 40% por su propio shock y en un 36% por shocks de pasados cuatro periodos, estas proporciones se mantienen prácticamente constantes incluso 40 periodos tras el shock.

Tabla VII
Descomposición de la Varianza del Error de Predicción

Descomposición de la Varianza de dgt_t :					
Periodo	dgt_t	dr_t	dy_t	dt_t	dP_t
4	40,80%	2,43%	16,78%	36,67%	3,32%
8	30,46%	1,91%	30,51%	33,92%	3,20%
12	30,51%	1,85%	30,96%	33,18%	3,50%
16	30,44%	1,84%	30,58%	33,57%	3,56%
20	30,39%	1,84%	30,58%	33,59%	3,59%
40	30,38%	1,84%	30,58%	33,57%	3,63%
Descomposición de la Varianza de dr_t :					
Periodo	dgt_t	dr_t	dy_t	dt_t	dP_t
4	1,28%	87,40%	5,45%	1,60%	4,27%
8	1,27%	84,98%	5,97%	1,90%	5,87%
12	1,48%	82,74%	6,96%	1,89%	6,92%
16	1,80%	81,39%	7,26%	2,10%	7,46%
20	1,96%	80,77%	7,28%	2,28%	7,71%
40	2,06%	80,26%	7,30%	2,40%	7,98%
Descomposición de la Varianza de dy_t :					
Periodo	dgt_t	dr_t	dy_t	dt_t	dP_t
4	10,07%	1,54%	81,65%	5,03%	1,71%
8	12,18%	1,96%	71,97%	11,32%	2,58%
12	11,62%	1,87%	71,65%	11,28%	3,57%
16	12,05%	1,82%	70,61%	11,42%	4,10%
20	12,19%	1,81%	69,97%	11,72%	4,31%
40	12,21%	1,80%	69,68%	11,78%	4,53%

Cont... Tabla VII

Descomposición de la Varianza de $d\tau_t$:					
Periodo	dgt_t	$d\tau_t$	dX_t	$d\tau_t$	dF_t
4	2,84%	2,35%	13,54%	80,42%	0,86%
8	3,31%	2,38%	14,65%	78,75%	0,91%
12	3,42%	2,35%	15,42%	77,79%	1,01%
16	3,54%	2,35%	15,41%	77,65%	1,05%
20	3,56%	2,35%	15,40%	77,63%	1,07%
40	3,56%	2,34%	15,40%	77,61%	1,08%
Descomposición de la Varianza de dF_t :					
Periodo	dgt_t	$d\tau_t$	dX_t	$d\tau_t$	dF_t
4	3,31%	1,03%	16,18%	0,97%	78,51%
8	7,26%	0,67%	24,02%	2,54%	65,52%
12	10,20%	0,51%	23,71%	5,34%	60,23%
16	11,37%	0,46%	22,49%	7,20%	58,49%
20	11,72%	0,43%	21,90%	7,92%	58,03%
40	11,97%	0,42%	21,54%	8,37%	57,70%

Ordenación de Cholesky: $dgt_t, d\tau_t, dX_t, d\tau_t, dF_t$

Fuente: Elaboración propia.

La relación inversa no se produce, es decir, shocks de apenas tienen un mínimo papel explicativo de un 2-3% de la varianza de $d\tau_t$. Llama la atención que en el caso de la variable dF_t , tanto dgt_t como $d\tau_t$ explican alrededor de un 10% de su error de predicción.

5. Funciones impulso-respuesta

En este contexto, las funciones de impulso-respuesta (FIR), reflejan la respuesta de las variables ante innovaciones aleatorias en las dos primeras. Para el cálculo de las FIR, se utiliza el mismo ordenamiento de las variables que en la descomposición de la varianza, haciendo uso del esquema de identificación recursivo a través de la descomposición de Cholesky.

Para mostrar los efectos de largo plazo, se muestran las FIR acumuladas. Los resultados encontrados son idénticos a los del análisis de descomposición de la varianza del error de predicción, no obstante, se encuentra un resultado que llama la atención sobre el impacto del incremento del tamaño del sector público sobre el nivel de producción real de la economía.

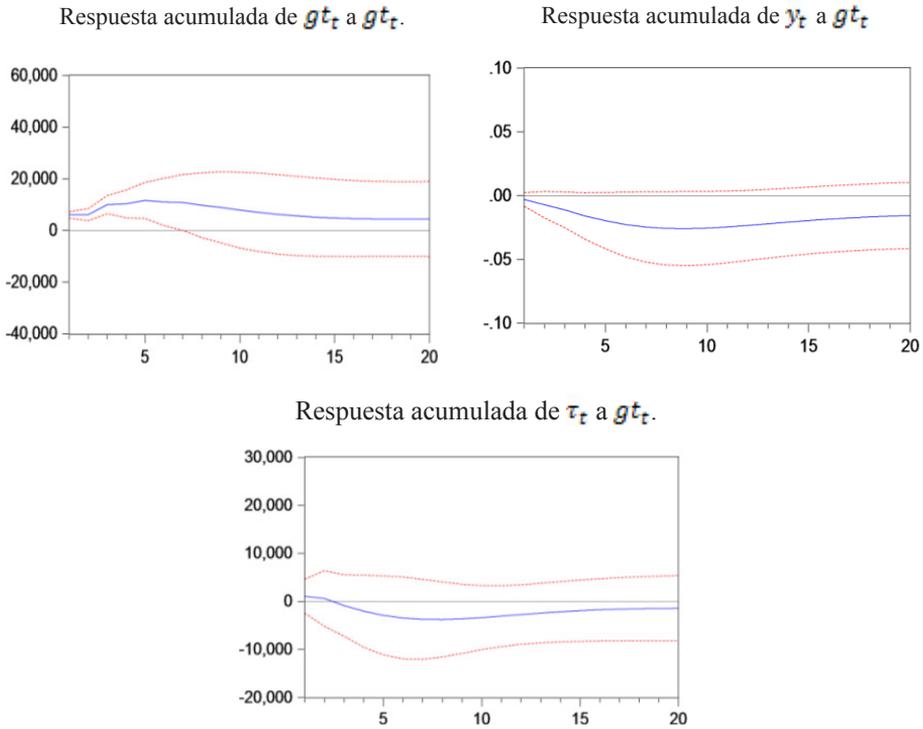
Se puede observar en el Gráfico II cómo impulsos en el nivel de gasto tienen un impacto negativo reducido sobre el nivel de recaudación pasados unos periodos; mientras que, impulsos en el nivel de recaudación impositiva conllevan incrementos en el nivel de gasto público, apreciables en el Gráfico III.

Llama la atención el resultado de un impulso en el gasto público o en la recaudación impositiva sobre el producto real, ambos impulsos le afectan negativamente. Para una mejor visualización se aporta el Gráfico IV donde aparece la respuesta del producto real ante ambos impulsos.

Ante los resultados de esta sección y tratando de responder a la cuestión planteada anteriormente, siguiendo a De Castro (2005), “¿Qué camino es el más efectivo para reducir el déficit?” o “¿Qué estrategia es más eficiente para lograr reducciones permanentes en los déficit fiscales?”, por una parte, dado que incrementos del nivel de recaudación impositiva llevan aparejados incrementos del gasto en periodos posteriores, parece más sensata la reducción del déficit fiscal mediante contención o reducción del gasto.

Por otra parte, en el momento en que se realiza este estudio (año 2015), España tiene una tasa de desempleo del 22% (Eurostat, año 2015). Dado que la teoría económica relaciona positivamente crecimiento real con la creación de puestos de trabajo y reducción del nivel de desempleo, con base en los resultados obtenidos, no parece buena idea llevar a cabo aumentos del nivel impositivo o del gasto público ya que ambos reducen el crecimiento real a largo plazo.

Esto estaría en la línea de varios estudios recientes, donde diversos autores argumentan que la consolidación fiscal podría



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico II.

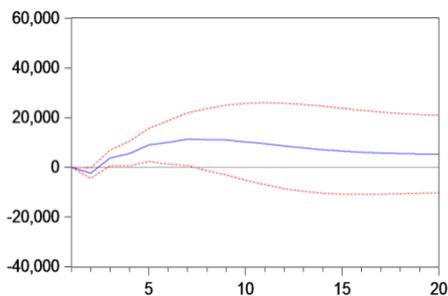
Respuestas acumuladas ante impulso de una desviación estándar en gt_t .

ser expansiva si se realiza vía reducción del gasto en lugar de mediante incrementos del nivel impositivo, este es el caso de Alesina y Perotti (1995) y Alesina y Ardagna (2010), no obstante, también se desea advertir de los posibles efectos negativos sobre la economía de llevar a cabo una consolidación fiscal mediante reducción del gasto público en medio de una crisis económica, como argumentan Blanchard y Leigh (2013).

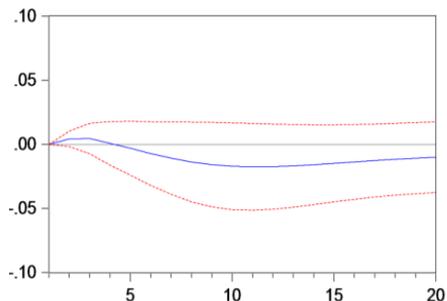
Conclusiones

En este artículo se lleva a cabo un análisis mediante un modelo de vectores autorregresivos sin restricciones (VAR) simple con el objetivo de dar respuestas a una serie de preguntas, como ¿Cuál es la precedencia temporal entre gastos e ingresos públicos?, ¿Qué efectos tendría un aumento del nivel impositivo o del nivel de gasto

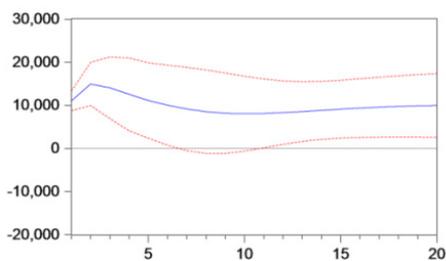
Respuesta acumulada de gt_t a τ_t .



Respuesta acumulada de y_t a τ_t .



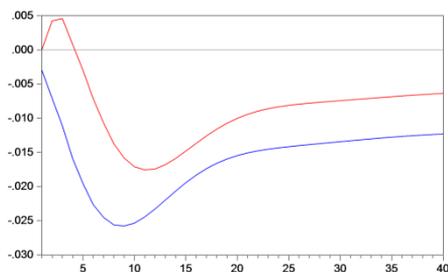
Respuesta acumulada de τ_t a τ_t .



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico III.

Respuestas acumuladas ante impulso de una desviación estándar en τ_t



Notas: La línea azul se refiere a la respuesta acumulada de ante un shock de, mientras que la línea roja se refiere a la respuesta acumulada de y_t ante un shock de τ_t

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico IV.

Respuesta acumulada de y_t ante un impulso de una desviación estándar en τ_t o gt_t

sobre la economía?, ¿Qué camino sería el más adecuado para conseguir la consolidación fiscal en España?

Para aportar evidencia se realizan los test de causalidad de Granger (1988), la descomposición de la varianza del error de predicción y se calculan las funciones de impulso respuesta. En primer lugar, se concluye la existencia de una precedencia temporal en una única dirección: de ingresos a gastos.

En segundo lugar, se obtiene que un aumento del tamaño del sector público, aun siendo sostenible la deuda pública, podría reducir el nivel de crecimiento real de la economía, es decir, aumentos del nivel impositivo y del nivel de gasto llevan aparejadas reducciones del nivel de producción real de la economía.

Finalmente, en consonancia con la literatura reciente sobre este tema, se concluye que la contención o reducción del gasto público podría ser el camino más adecuado, frente a la alternativa de incrementos del nivel de impuestos para afrontar el problema de la consolidación fiscal en España.

Notas

¹ Los datos han sido facilitados y transformados por el profesor Vicente Esteve de la Universidad de Valencia, quien, actualiza la base de datos utilizada en Camarero, Esteve y Tamarit (1998). Agradecemos al profesor Esteve que nos permitiera acceder a dicha base de datos.

² Para la explicación del proceso de aplicación de estos criterios, así como su fundamentación teórica, véase Lutkepohl (2005) y Lutkepohl (2007).

Referencias Bibliográficas

- Alesina, Alberto y Ardagna, Silvia (2010). "Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending". **Tax Policy and the Economy**. No. 24. Chicago, Estados Unidos. Pp. 35–68.
- Alesina, Alberto y Perotti, Roberto (1995). "Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Economies". **Economic Policy**. Vol. 10, No. 21. Oxford, Reino Unido. Pp. 207–247.
- Barro, Robert (1989). "The Ricardian Approach to Budget Deficits". **The Journal of Economic Perspectives**. Vol. 3, No. 2. Estados Unidos. Pp. 37–54.
- Blanchard, Oliver y Leigh, Daniel (2014). "Learning about Fiscal Multipliers from Growth Forecast Errors". **IMF Economic Review**. Vol. 62, No. 2. Washington, Estados Unidos. Pp. 179–212.
- Brennan, Geoffrey y Buchanan, James (1980). "The Power to Tax: Analytical Foundations of the Fiscal Constitution". **Cambridge University Press**. Vol. 9. Cambridge, Reino Unido.
- Buchanan, James, y Wagner, Richard (1977). "Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes". **Indianapolis: Libertyfund**. Vol. 8. Indiana, Estados Unidos.
- Camarero, Mariam; Esteve, Vicente y Tamarit, Cecilio (1998). "Cambio de régimen y sostenibilidad a largo plazo de la política fiscal: El caso de España". **Documento de Trabajo. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas**. No. WP-AD 99-15. Valencia, España. Pp. 1-37.
- De Castro, Francisco y Fernández-Caballero, Laura (2013). "The Effects of Fiscal Shocks on the Exchange Rate in Spain". **The Economic and Social Review**. Vol. 44, No. 2. Dublin, Irlanda, Pp. 151-180.
- De Castro, Francisco y Hernández de Cos, Pablo (2008). "The economic effects of fiscal policy: the case of Spain". **Journal of Macroeconomics**. Vol. 30. Estados Unidos. Pp. 1005-1028.
- De Castro, Francisco (2005). "Una Evaluación Macroeconómica de la Política Fiscal en España". **Banco de España. Serie de Estudios Económicos**. No.

76. Madrid, España. Pp. 81.
- De Castro, Francisco (2006). "The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain". **Applied Economics**. Vol. 38, No. 8. Londres, Reino Unido. Pp. 913-924.
- European Commission (2012). "Public Finances in EMU-2012". **European Economy**. Vol. 4/2012. Bruselas, Bélgica. Pp. 119-162
- Friedman, Milton (1978). "The limitations of tax limitations". **Policy Review**. Vol. Summer 1978. Estados Unidos. Pp. 7-14.
- Granger, Clive (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods". **Econometrica**. Vol. 37. Nueva York, Estados Unidos. Pp. 424-438.
- Hernández de Cos, Pablo y Moral Benito, Enrique (2013). "Fiscal Multipliers in Turbulent Times: the Case of Spain". **Banco de España. Documento de trabajo** No. 1309. Madrid, España. Pp. 7-48.
- Lutkepohl, Helmut (2005). "Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables". **European Economic Institute. Working Paper**. No. 2005/2. Zürich, Suiza. Pp. 18.
- Lutkepohl, Helmut (2007). "Econometric Analysis with Vector Autoregressive Models". **European Economic Institute. Working Paper**. No. 2007/11. Zürich, Suiza. Pp. 60.
- Musgrave, Richard (1966). "Principles of Budget Determination". **Public Finance: Selected Readings**. Nueva York, Estados Unidos, Pp. 15-27.
- Phillips, Peter y Perron, Pierre (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". **Biometrika**. Vol. 75, No. 2. Weinheim, Alemania. Pp. 335-46.
- Wicksell, Knut. (1896). "A New Principle of Just Taxation", en Musgrave, Richard y Peacock, Alan (eds.). *Classics in the Theory of Public Finance*. **St. Martins Press**. Nueva York, Estados Unidos. Pp. 72-118