

IMPACTO DE LA DEUDA PÚBLICA SOBERANA SOBRE EL MULTIPLICADOR FISCAL

Leonardo Tariffi

Universitat Pompeu Fabra (España)

Correspondencia: l.tariffi@alumni.ub.edu

Recibido el 10 de junio de 2025; aceptado el 11 de noviembre de 2025.

RESUMEN

Este estudio propone una nueva metodología para explicar el efecto de las variaciones del gasto público sobre los cambios de la producción agregada teniendo en cuenta la deuda pública soberana. Se utiliza un modelo multivariable con umbral que permite endogeneizar la variable de la deuda pública como porcentaje del producto interno bruto para determinar los cambios estructurales en la relación entre el gasto público y la producción agregada. Utilizando un valor umbral para dividir la muestra en dos conjuntos de observaciones, se muestra que al aumentar la deuda pública, el multiplicador fiscal de muy corto plazo disminuye en Bélgica, no tiene una variación significativa en Italia, incrementa en España y es negativo en el Reino Unido.

Palabras claves: modelos multivariables de umbral, multiplicador fiscal, deuda pública soberana.

Clasificación JEL: C32, E62, H63.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2026.335.90931>

© 2026 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Economía. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

IE, 85(335), Invierno 2026

57

ABSTRACT

This research introduces a new methodology to explain levels of aggregate production's fluctuation when there are changes in government expenditure taking into account an increasing sovereign debt. A multivariable model with a threshold is used to endogenize the debt-to-GDP variable as a determinant of structural changes in the relationship between public spending and aggregate production. Using a threshold value to split the sample into two sets of observations, it is shown in the very short-term that as public debt increases, the fiscal multiplier decreases in Belgium, it has not a significant change in Italy, it increases in Spain, and it becomes negative in the United Kingdom.

Keywords: Multivariable threshold models, fiscal multiplier, sovereign debt.

JEL Classification: C32, E62, H63.

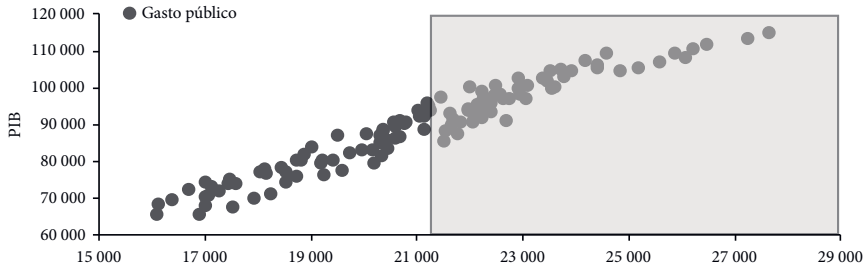
1. INTRODUCCIÓN

En general, el producto interno bruto (PIB) presenta fluctuaciones en el tiempo que determinan los periodos de crecimiento económico cuando los niveles de producción agregada aumentan de manera sostenida y se traducen en épocas de recesión cuando el PIB decrece al menos dos trimestres consecutivamente. Durante las caídas de la actividad económica, el organismo de gobierno encargado de la política fiscal está en capacidad de subir el gasto público o disminuir los ingresos estatales para incentivar la economía y reactivar la producción de bienes y servicios. En este contexto, ¿es siempre el incremento del gasto público una política económica acertada que tiene un efecto positivo sobre la economía real? ¿Podría el multiplicador fiscal disminuir cuando el gasto público se financia con un incremento de la deuda pública?

Las gráficas 1, 2, 3 y 4 representan la relación entre el gasto general corriente del sector público y el PIB según datos de las *Estadísticas Financieras Internacionales* del Fondo Monetario Internacional (FMI). Durante el periodo entre 1996:q1 y 2024:q1, se presentan cifras en millones de moneda nacional para Bélgica, Italia, España y Reino Unido, respectivamente.

Gráfica 1. Bélgica: gasto público y PIB

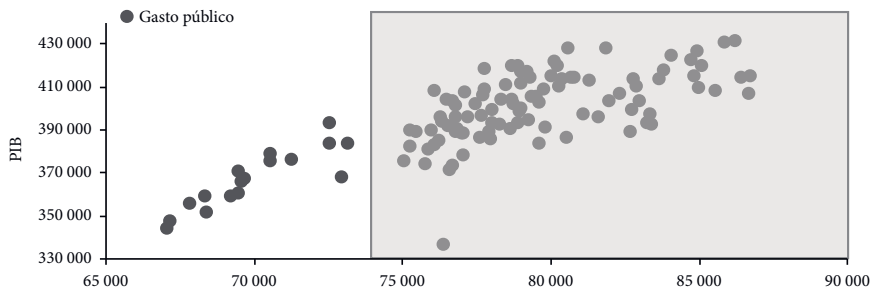
MM de euros a precios constantes (2010 = 100)



Fuente: Fondo Monetario Internacional.

Gráfica 2. Italia: gasto público y PIB

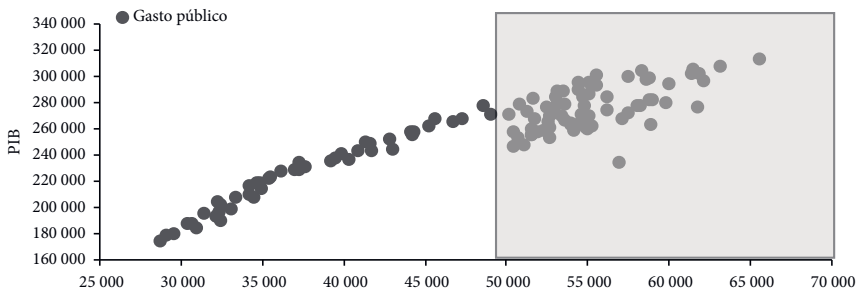
MM de euros a precios constantes (2010 = 100)



Fuente: Fondo Monetario Internacional.

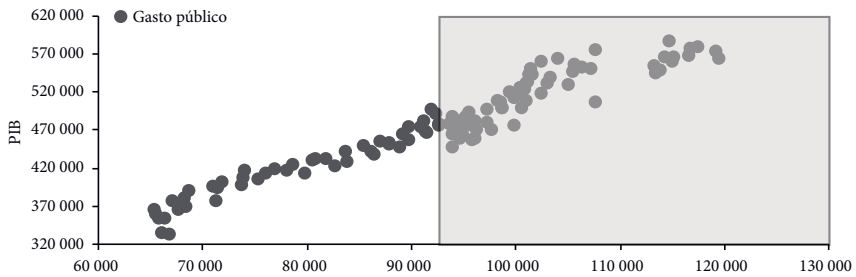
Gráfica 3. España: gasto público y PIB

MM de euros a precios constantes (2010 = 100)



Fuente: Fondo Monetario Internacional.

Gráfica 4. Reino Unido: gasto público y PIB
MM de euros a precios constantes (2010 = 100)



Fuente: Fondo Monetario Internacional.

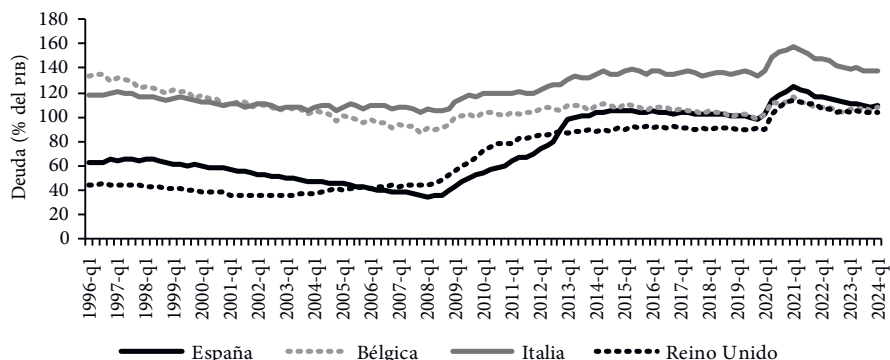
Las gráficas muestran la relación entre el gasto público corriente a precios constantes en millones de moneda nacional y el PIB en términos reales. A medida que el gasto público crece, también lo hace la producción agregada pero menos que proporcionalmente. Es decir, a medida que el gasto público aumenta, el incremento proporcional de la producción agregada disminuye y —por lo tanto— dicho aumento es cada vez menor. Nótese el valor extremo que se encuentra fuera de cualquier patrón de tendencia. Este punto representa la caída de la actividad económica comenzada durante la pandemia.

Además, es evidente una ruptura de tendencia de la relación entre ambas variables a partir de un determinado valor umbral para cada uno de los cuatro países. El área sombreada en las gráficas especifica el cambio estructural en la relación entre los datos del gasto público y el PIB. Si la relación entre la medida del incremento del gasto público y las variaciones en los niveles de producción se cuantifica a través del así llamado multiplicador fiscal entonces existe evidencia gráfica de un ligero cambio de pendiente que muestra a su vez una disminución del multiplicador fiscal a lo largo del periodo estudiado.

Por otra parte, la gráfica 5 muestra la ratio deuda/PIB según cifras del Banco Mundial. La deuda pública soberana en términos porcentuales respecto al PIB presenta al menos un cambio significativo de pendiente durante la crisis económica-financiera de los años 2008 y 2009.

Se puede observar que esta variable fue decreciendo para los países de la muestra hasta alcanzar los niveles más bajos de las series de tiempo

Gráfica 5. Deuda pública (% del PIB)



Fuente: Banco Mundial.

durante el cuarto trimestre de 2007 en Bélgica e Italia y durante el primer trimestre de 2008 y 2002 para España y Reino Unido, respectivamente. Luego, las observaciones comienzan a aumentar de valor paulatinamente en los periodos subsiguientes, especialmente a partir de la crisis económica-financiera de 2007, 2008 y 2009. Cabe destacar que en el caso de Bélgica, la división entre la deuda pública y el PIB en términos porcentuales ya se presentaba por encima del 100% a finales de siglo XX y principios del siglo XXI. Por su parte, la deuda en relación con el PIB se ha mantenido por encima del 100% al menos en las últimas tres décadas en el caso de Italia. A diferencia de países como España e Inglaterra donde la mencionada variable ha alcanzado los tres dígitos luego de periodos correspondientes a la crisis económica-financiera y a la pandemia de COVID, es decir, la relación deuda pública/PIB alcanza el 100% a partir del tercer trimestre de 2013 en España y a partir del segundo trimestre de 2020 en Inglaterra. Se muestra también en la gráfica 5 que la deuda pública soberana en los países de la muestra se encuentra sobrepasando los 100 puntos del PIB desde la pandemia del COVID.

En general, las gráficas de los países de Bélgica, Italia, España y Reino Unido sugieren que existe un cambio estructural tanto para los datos correspondientes al multiplicador fiscal como para las observaciones en la variable de deuda pública. Por lo tanto, la presente investigación plantea responder a la pregunta de si existen a ciencia cierta cambios estructurales en la relación entre el gasto público y la economía real.

De ser así, ¿cuál es el impacto económico de la deuda pública sobre la relación anteriormente descrita entre el gasto del gobierno y el crecimiento económico? Por ende, ¿el nivel de deuda soberana tiene algún efecto sobre el multiplicador fiscal de muy corto plazo?

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la literatura económica se pueden encontrar dos corrientes principales antagónicas que han intentado responder estas preguntas. Por un lado, el keynesianismo predice que el gasto público aumenta la producción a través del consumo y, por otro lado, los neoclásicos advierten que el efecto del gasto público sobre la producción disminuye cuando éste es financiado con un incremento de la deuda pública. En la primera corriente de pensamiento se encuentran Blanchard y Perotti (2002), quienes muestran a través de un modelo estructural de vectores autorregresivos (VAR) el efecto positivo del gasto del gobierno sobre la producción agregada. Blanchard y Leigh (2012) encuentran, además, que a pesar de que el multiplicador fiscal ha presentado niveles bajos desde la Gran Recesión, los valores del multiplicador del gasto público son significativamente más altos en entornos de políticas monetarias restrictivas cuando el límite inferior de la tasa de interés se debe mantener aproximadamente cerca de cero.

En un artículo de investigación, Auerbach y Gorodnichenko (2012) explican que las políticas fiscales tienen mayor efectividad en tiempos de recesión que en tiempos de expansión. Mientras que Denes, Eggertsson y Gilbukh (2012) muestran que el gasto público y el consumo privado aumentan la producción no sólo a través del gasto corriente, sino también a través de las expectativas.

Por otro lado, la escuela neoclásica afirma que el multiplicador fiscal podría disminuir cuando existe un alto nivel de deuda pública. En este sentido, Favero y Giavazzi (2007) muestran que, a cierto punto, las variaciones en el gasto público dependen del nivel de deuda pública debido a que existen restricciones intertemporales en el presupuesto público. Los autores utilizan un modelo VAR donde incluyen la variable de la ratio de la deuda pública con el PIB para demostrar su hipótesis. Por su parte, Nickel and Vansteenkiste (2008) estiman un modelo dinámico de panel de datos con umbral donde encuentran que la relación entre el

déficit fiscal y el de en cuenta corriente es negativa pero no significativa cuando la deuda pública es relativamente alta y se ubica sobre el 90% del PIB. Este último fenómeno está relacionado con la literatura sobre la equivalencia ricardiana.

A diferencia del keynesianismo, el comportamiento ricardiano sugiere que si la ratio de deuda/PIB es alta y la situación fiscal se vuelve insostenible, se incrementa la probabilidad de aumentar los impuestos. Dada una expectativa negativa en el sector privado, los consumidores tienden a incrementar el ahorro para poder cumplir con las probables alzas de los impuestos futuros que financian el incentivo fiscal. En este caso ricardiano, un estímulo fiscal eleva el ahorro privado y no tiene el efecto esperado sobre el consumo privado. Por lo tanto, cuando existen altos niveles de deuda, aumentos en el déficit fiscal no se traducen en déficit por cuenta corriente.

Es importante destacar que algunos artículos muestran evidencia de una postura keynesiana cuando los niveles de deuda pública son “normales” o se encuentran por debajo de un umbral determinado (*i.e.*, una relación positiva entre el gasto público y el consumo privado) y una postura no keynesiana cuando los niveles de deuda pública son “malos” o relativamente altos (Sutherland, 1997; Perotti, 1999). Si bien es cierto que con altos niveles de deuda pública, los tipos de interés deberían permanecer relativamente altos para financiar los elevados niveles de endeudamiento, también lo es que en determinados periodos de incertidumbres macroeconómicas los bancos centrales se ven obligados a mantener los tipos de interés relativamente bajos incluso con altos niveles de deuda pública. Luego, la causa en la ineficacia de la política fiscal para desincentivar el consumo privado podría ser debido al efecto ricardiano explicado anteriormente o por un elevado efecto *crowding out* (o efecto desplazamiento).¹

Por otra parte, los modelos que explican el impacto de la relación deuda/PIB sobre los multiplicadores fiscales pueden mejorarse si se incluyen otros determinantes. El presente trabajo explica cuál es la relación entre los diferentes niveles de deuda pública con el PIB y las

¹ Agradezco los comentarios del revisor del presente trabajo sobre el mecanismo del efecto desplazamiento.

variaciones en el multiplicador introduciendo, además, otras variables de control. En este sentido, Kirchner, Cimadomo y Hauptmeier (2010) utilizan el análisis de regresión para mostrar evidencia econométrica de los principales indicadores macroeconómicos que afectan el multiplicador del gasto público en la zona del Euro. Además de la deuda pública —según los autores— existen otras variables de la demanda agregada que disminuyen la efectividad del gasto público, como el comportamiento del consumo privado a través de los salarios reales y del acceso al financiamiento, el tipo de interés nominal a corto plazo, los límites en la participación de los agentes económicos en los mercados de activos financieros y la composición del gasto del gobierno. Asimismo, Reinhart y Rogoff (2010) estudian no sólo la relación entre las fluctuaciones del crecimiento económico y el gasto público, sino también la correspondencia entre la tasa de inflación y el gasto público. Teniendo en cuenta los diferentes niveles de deuda pública, el principal hallazgo de los autores se basa en que la relación entre la deuda pública y el crecimiento del PIB real no es lo suficientemente importante cuando la deuda se encuentra por debajo de cierto valor umbral, mientras que dicha relación no sólo tiene mayor importancia por encima del umbral sino que, además, genera una disminución de la tasa de crecimiento económico. Por lo tanto, el presente trabajo incluye el índice armonizado de precios al consumidor de la Unión Europea como uno de los determinantes adicionales para controlar la relación entre la ratio deuda/PIB y el multiplicador fiscal en el modelo.

Hernández de Cos y Moral-Benito (2011) enfatizan sobre la endogeneidad del ajuste fiscal y encuentran —aplicando el método de los momentos generalizado a datos de panel— que la consolidación fiscal tiene un efecto negativo sobre el PIB cuando dicha consolidación depende a su vez del mismo PIB. Corsetti, Meier y Müller (2012) tienen en cuenta las expectativas de los agentes económicos como variable que influye sobre la dinámica que establece la relación entre el gasto público y la producción agregada. Otras variables consideradas en este análisis incluyen elementos tan diversos como los sistemas políticos, las instituciones, los acuerdos cambiarios y las circunstancias históricas.

Kim y Roubini (2008) e Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) también emplean modelos VAR para explicar el vínculo entre indicadores fiscales y variables internacionales como la cuenta corriente. Para Kim y Roubini

(2008), la relación entre el déficit fiscal y el déficit en cuenta corriente es negativa debido, principalmente, a los cambios en los niveles de producción. A través de un análisis empírico, los autores observan una “divergencia gemela” en lugar de un “déficit gemelo” y logran mostrar que cuando existen recesiones (o auges) en la actividad económica, la disminución de la producción (o aumento) agrava a su vez (mejora a su vez) el déficit público y reduce (eleva) el déficit comercial. Por su parte, Ilzetzki, Mendoza y Végh (2011) estudian empíricamente el gasto gubernamental de 44 países para concluir no sólo que el multiplicador fiscal es cercano a cero en el corto plazo y negativo en el largo plazo cuando existen altos niveles de deuda pública, sino también que los multiplicadores fiscales son menores en las economías abiertas que en las cerradas —sobre todo en el largo plazo— debido, principalmente, a que políticas fiscales expansivas que intentan incentivar la producción interna a través del alza de la demanda agregada podrían verse contrarrestadas por altas tasas en la propensión marginal a importar que reducirían las exportaciones netas y desmejorarían la cuenta corriente. Este planteamiento ha sido demostrado anteriormente por Thirlwall (1979) cuando muestra que hay una restricción externa al crecimiento, es decir, cuando existe una alta propensión marginal a importar y el gasto público aumenta, el incremento en las importaciones implicaría un mayor déficit de cuenta corriente.² Debido a la discrepancia teórica —y por razones técnicas—, en el presente trabajo se opta por introducir la apertura comercial como variable aproximada de la balanza comercial de tal manera que se añade como determinante fundamental en la regresión la suma de las exportaciones y las importaciones nominales de bienes y servicios (como porcentaje del PIB nominal).

Además, Guajardo, Leigh y Pescatori (2014) investigan los efectos a corto plazo de la consolidación fiscal sobre la actividad económica que está motivada por el deseo discrecional de reducir el déficit presupuestario y no por una respuesta a las perspectivas en las condiciones económicas. Aplicando la hipótesis de austeridad expansiva a los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo (OCDE), los autores estiman que la consolidación fiscal incentiva el consumo privado

² Nuevamente agradezco al revisor anónimo por mencionar los estudios de Thirlwall (1979).

y el PIB en el marco de un año cuando se emplea el enfoque convencional que identifica los cambios discrecionales en la política fiscal utilizando el concepto estadístico del cambio en el saldo primario ajustado cíclicamente (enfoque que le confiere una mayor preponderancia a las condiciones económicas). Sin embargo, la investigación concluye que la consolidación fiscal tiene efectos contractivos sobre la demanda privada y el PIB en el corto plazo cuando las estimaciones utilizan series de tiempo de consolidación fiscal calculadas por los mismos autores y basadas en una narrativa que le confiere una mayor preponderancia a las medidas fiscales que tienen como objetivo mantener la sostenibilidad fiscal en el largo plazo.

Por el contrario, Jordà y Taylor (2015) critican la validez narrativa de Guajardo, Leigh y Pescatori (2014), utilizan una nueva estrategia econométrica para identificar —también a través de una nueva narrativa— los cambios en las variables de consolidación fiscal y demuestran que la austeridad siempre tiene efectos negativos sobre el crecimiento económico, especialmente en economías en recesión. Por otra parte, Alesina, Favero y Giavazzi (2019) encuentran diferencias estadísticamente significativas entre el impacto que sobre los niveles de producción agregada puedan tener los planes de austeridad basados en recortes del gasto público o en aumentos de los impuestos. Tariffi (2019) utiliza un modelo VAR con umbral para explicar el comportamiento del multiplicador fiscal incluyendo, además de la deuda pública, otras variables significativas tales como el grado de apertura comercial, la inflación y los tipos de interés. Finalmente, empleando diversas muestras y diferentes métodos de identificación, Metelli y Pallara (2020) definen y miden la evolución del espacio fiscal a lo largo del tiempo proponiendo cuatro indicadores principales y concluyen que el multiplicador fiscal es superior a uno cuando el espacio fiscal es amplio, mientras que es inferior a uno cuando el espacio fiscal es limitado. Notar que, en este caso particular, una característica clave para definir el espacio fiscal es incorporar nuevas consideraciones sobre la capacidad del gobierno para cumplir con el pago de la deuda, es decir, la definición que adoptan los autores tiene en cuenta no sólo la relación deuda/PIB, sino también la dinámica de otras variables macroeconómicas como la tasa de interés, el riesgo soberano percibido, la tasa de crecimiento del PIB y el monto del superávit primario.

Como se explicó anteriormente, otro factor clave que determina la efectividad de los estímulos gubernamentales es el tipo de interés. Dos artículos fundamentales que analizan los multiplicadores del gasto público en un marco neokeynesiano cuando el tipo de interés nominal está acotado por el límite inferior cero son los de Woodford (2010) y Christiano, Eichenbaum y Rebelo (2011). En ambos artículos, el efecto multiplicador es sustancialmente plausible y alto cuando las políticas monetarias establecen los tipos de interés nominales en el límite cero (trampa de la liquidez). En este escenario, la política fiscal es eficaz, bien sea posiblemente porque no se produce el efecto expulsión con la subida de tipos de interés, o bien sea porque cuanto mayor sea la fracción del gasto público que se produce cuando el tipo de interés nominal tiende a cero, más grande es el valor del multiplicador. Siguiendo el marco de los modelos dinámicos, Blanchard (2019) —basado en el esquema intergeneracional de dos periodos de Diamond (1965)— expone que los efectos de la deuda pública sobre el crecimiento económico, la riqueza y el bienestar dependen de los tipos de interés. En esta relación entre deuda pública y crecimiento, el trabajo del autor ratifica no sólo el papel preponderante en la economía de los bajos niveles de los tipos de interés en promedio, sino también el nivel del producto marginal del capital en promedio. Su conclusión radica en que los costos fiscales y los costos en el bienestar general ocasionados por la deuda pública son menores aquellos costos que la literatura relacionada sobre política económica habitualmente afirma. De cualquier modo, sus argumentos no implican, determinan o especifican los niveles óptimos de deuda pública. En cualquier caso, los tipos de referencia a tres meses de los certificados del tesoro nacional se utilizan como variables aproximadas de las tasas de interés que también se introducen en los respectivos modelos.

Por su parte, Ramey y Zubairy (2018) utilizan el método de proyección local de Jordà (2005) para introducir variables instrumentales que permitan estimar multiplicadores fiscales bajo diferentes estados de la economía teniendo en cuenta dos posibles indicadores: la cantidad de holgura —medida por la tasa de desempleo— y la cercanía constante de los tipos de interés en el límite inferior de cero. Durante periodos de altas tasas de desempleo o con tipos de interés relativamente cercanos a cero, existe evidencia de multiplicadores fiscales menores que la unidad. Asimismo, Dupor *et. al.* (2023) combinan el modelo de unión monetaria

multirregional (Galí y Monacelli, 2008; Nakamura y Steinsson, 2014) con el modelo nekeynesiano de agentes heterogéneos (McKay, Nakamura y Steinsson, 2016; Kaplan, Moll y Violante, 2018) para mostrar, a través de la calibración de un modelo, que cuando existen múltiples regiones la transmisión de la política fiscal dependerá tanto del grado de vinculación comercial entre las regiones como de los ajustes de sus precios relativos.

Luego, un aumento en el gasto público puede tener un efecto positivo sobre el PIB (postura keynesiana) o, por el contrario, podría disminuir la producción agregada a medida que crece la deuda pública (postura neoclásica). De cualquier modo, para responder a las preguntas anteriormente planteadas es menester llevar a cabo un análisis empírico. Para encontrar si existe relación entre las series temporales del PIB —como variable real— y el gasto público y la deuda soberana —como variables financieras—, se construye un modelo multivariable autorregresivo con umbral que permite no sólo inferir el grado en que los determinantes explican el crecimiento económico, sino también que examina si dicha relación es de naturaleza lineal o no lineal. A diferencia de los trabajos anteriormente citados, la presente investigación utiliza datos actualizados con una metodología innovadora que combina los modelos de autorregresión multivariantes con umbral (Tsay, 1989 y 1998) con la metodología así denominada de lo general a lo específico (Campos, Ericsson y Hendry, 2005; Hendry, 2024). En principio, la evidencia empírica muestra que el nivel de deuda pública tiene efectos sobre el multiplicador fiscal a partir de cierto valor umbral. En ese punto, a medida que la deuda pública aumenta, el efecto del gasto público sobre el nivel de producción agregada disminuye.

A mi modo de entender, no existen estudios previos que combinen las mencionadas técnicas econométricas. Esta investigación es similar a lo planteado por Auerbach y Gorodnichenko (2012) y Ramey y Zubairy (2018). Sin embargo, el modelo construido por Auerbach y Gorodnichenko (2012) permite que las variables sean afectadas por promedios ponderados cuyas ponderaciones son calibradas utilizando fuentes exógenas de información. Por su parte, el modelo de Ramey y Zubairy (2018) define los diferentes estados de la economía teniendo en cuenta indicadores correspondientes a la tasa de desempleo y a los tipos de interés. En el presente trabajo —a diferencia de los trabajos

anteriores— la curvatura del modelo depende de un parámetro que no es calibrado de manera exógena, sino estimado de manera endógena teniendo en cuenta el valor umbral de la variable umbral y el estado de la economía que varía dependiendo de los valores de la variable umbral que corresponden a los niveles de deuda pública.

En los próximos apartados, presentamos la bibliografía econométrica pertinente para el desarrollo de la investigación. Luego, se introduce la metodología multivariable para obtener los resultados estadísticos y se muestra la evidencia empírica. A continuación, analizamos los resultados que explican si existe una relación no lineal entre la ratio deuda/PIB y el multiplicador fiscal; además, incorporamos otras variables que permiten controlar la relación antes mencionada por apertura comercial, inflación y tipos de interés. Finalmente, se presentan las conclusiones.

3. METODOLOGÍA

El modelo econométrico se basa principalmente en la metodología multivariable de Tsay (1989 y 1998). En la siguiente ecuación:

$$y_{j,t} = \delta_j z_{j,t} + \theta_j q_{j,t-d} + u_{j,t} \quad [1]$$

se pueden encontrar estimadores de una relación no lineal cuando existe una variable umbral $q_{j,t-d}$ tal que $\gamma_j \leq q_{t-d} < \gamma_{j+1}$. Es así como los coeficientes aumentan o disminuyen en y_i y z_i para cada régimen j según un modelo de cambios estructurales. La identificación de los coeficientes se basa en el principio de mínimos cuadrados especificado por Bai y Perron (1998 y 2003), dada la variable umbral q_{t-d} en la ecuación [1]. Los coeficientes δ_j y θ_j pueden ser encontrados de manera endógena calculando simultáneamente tanto γ_j como los estimadores cuadrados ordinarios que minimizan la suma de los residuos al cuadrado entre todos los posibles conjuntos de m particiones de umbrales.

En el caso de suponer la existencia de sólo dos regímenes ($j = 2$), los modelos dependerán de la variable umbral q_{t-d} , teniendo en cuenta un sólo valor umbral γ_1 . Luego:

$$y_{j,t} = y_{1,t} + y_{2,t} = (\lambda)[\delta_1 z_{1,t} + \theta_1 q_{1,t-d} + u_{1,t}] + (1 - \lambda)[\delta_2 z_{2,t} + \theta_2 q_{2,t-d} + u_{2,t}],$$

con $\lambda = 1$ cuando $-\infty < q_{t-d} < \gamma_1$ y con $\lambda = 0$ cuando $\gamma_1 \leq q_{t-d} < \infty$

Es así como de la ecuación [1] se obtiene el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \delta_1 z_{1,t} + \theta_1 q_{1,t-d} + u_{1,t} \\
 \text{para todo } q_{t-d} &\text{ tal que se cumpla } -\infty < q_{t-d} < \gamma_1 \\
 \\
 y_{2,t} &= \delta_2 z_{2,t} + \theta_2 q_{2,t-d} + u_{2,t} \\
 \text{para todo } q_{t-d} &\text{ tal que se cumpla } \gamma_1 \leq q_{t-d} < \infty
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Con $j = 2$, los coeficientes δ_1 , δ_2 , θ_1 y θ_2 de las variables son estimados utilizando cuadrados ordinarios que minimizan la siguiente suma de residuos al cuadrado:

$$\sum_{j=1}^2 \sum_{t=1}^T [y_{j,t} - \delta_j z_{j,t} - \theta_j q_{j,t-d}]^2$$

El valor umbral γ_1 de la variable umbral q_{t-d} , se calcula de manera endógena conjuntamente con los estimadores entre los conjuntos de $m = 2$ particiones de umbrales. El procedimiento econométrico para estimar los parámetros del modelo es robusto por cuanto se aplica el método “de lo general a lo específico” definido por Campos, Ericsson y Hendry (2005) y Hendry (2024). Todas las variables se transforman a integrales de orden 0 ($I(0)$) y se introducen por bloques. Las raíces unitarias se avalúan a través de la prueba de Dickey y Fuller (1979 y 1981) aumentado y se utiliza el criterio de información de Akaike (AIC) para escoger el número de rezagos. Notar que no existen restricciones *a priori* en los parámetros de las variables del modelo.

3.1. Evidencia empírica

La representación del modelo [1] incluye seis variables de la siguiente manera:

$$PIB_{j,t} = c_j + \delta_{1,j} GP_{j,t} + \delta_{2,j} TO_{j,t} + \delta_{3,j} PI_{j,t} + \delta_{4,j} IR_{j,t} + \theta_j Debt_{j,t-d} + u_{j,t} \tag{3}$$

donde PIB es el producto interno bruto, GP es el gasto público, TO es la apertura comercial, PI es el índice de precios al consumidor, IR es el tipo de interés y $Debt$ es la variable umbral deuda pública en términos porcentuales del PIB, c es la constante y u son los errores. Asimismo, j es el

número de regímenes, t es el número de observaciones y los coeficientes $\delta_1, \dots, \delta_4$ corresponden a los parámetros del modelo. Nótese, además, que al suponer $j = 2$ y un solo valor umbral γ_1 , se espera encontrar al menos un cambio estructural.

La ecuación [3] muestra la relación entre la variable *PIB* del lado izquierdo de la ecuación, un conjunto de variables explicativas z del lado derecho de la ecuación y la variable umbral q corresponde al cociente deuda/*PIB* en términos brutos porcentuales. Para la estimación del modelo se incluyen hasta cuatro rezagos en las variables.

3.2. Datos

Las series de tiempo pertenecen a los países de Bélgica, Italia, España y Reino Unido. La frecuencia es trimestral para el periodo 1996q1 y 2024q1. Si bien es cierto que este trabajo no asume una postura *a priori* sobre los efectos de la deuda pública sobre el multiplicador fiscal, los países mencionados han sido seleccionados por el alto nivel de deuda pública que se puede observar en relación con sus respectivos valores del *PIB* y en comparación a otros países de la Zona Euro. Teniendo en cuenta, por un lado, los 27 países de la Unión Europea al finalizar la pandemia del COVID (tercer trimestre de 2023) y el Reino Unido,³ y, por otro lado, los datos trimestrales disponibles publicados por el Banco Mundial sobre la deuda pública del gobierno general como porcentaje del *PIB* para todo el periodo de la muestra, los países seleccionados corresponden a los cuatro países con el mayor nivel. Nótese que el resto de los países en la Unión Europea que presentan un mayor nivel de deuda para el trimestre antes mencionado no registran los datos respectivos para todo el periodo seleccionado. Además, los datos para el resto de las variables se obtienen también de fuentes secundarias tales como el Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial, Eurostat, la Oficina de Estadísticas Nacionales del Reino Unido y el Banco Nacional de Bélgica.

Las *proxis* de las variables son las siguientes:

³ El presente trabajo se comenzó a llevar a cabo cuando el Reino Unido formaba parte de la Unión Europea.

1. *PIB*: el PIB real a precios constantes con base 2010 = 100.
2. *GP*: el gasto en consumo del gobierno a precios constantes con base 2010 = 100.
3. *TO*: la apertura comercial que suma las exportaciones nominales y las importaciones nominales de bienes y servicios, como proporción del PIB nominal.
4. *PI*: el índice armonizado de precios al consumidor con base 2010 = 100.
5. *IR*: el tipo de referencia a tres meses de los certificados del tesoro.
6. *Debt*: la deuda bruta general del gobierno como porcentaje del PIB.

3.3. Resultados

Utilizando el criterio de información de Akaike en la prueba de Dickey-Fuller aumentada, se evalúa la estacionariedad de las variables del modelo para luego transformarlas en variables $I(0)$. En el cuadro 1 se puede observar que las variables *PI* y *Debt* en Bélgica, *GP* y *PI* en Italia, *GP* en España y *Debt* en Reino Unido son integrales de orden 2. El resto de las variables presentan sólo una raíz unitaria.

Siguiendo el proceso de identificación especificado en la sección de la metodología, la estimación de los parámetros se lleva a cabo “de lo general a lo específico” con la introducción de las variables en el modelo de manera estacionaria con un máximo de cuatro rezagos y conjuntamente en bloques. La variable umbral *Debt/PIB* se escoge entre cinco candidatos teniendo en cuenta hasta un máximo de cuatro retardos.

Los cuadros 2, 3, 4 y 5 presentan los modelos multivariantes para explicar el comportamiento del PIB con cinco candidatos del cociente

Cuadro 1. Evaluación de raíces unitarias (Dickey-Fuller aumentada)

Orden de integración

| | <i>PIB</i> | <i>GP</i> | <i>TO</i> | <i>PI</i> | <i>IR</i> | <i>Debt</i> |
|-------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Bélgica | I(1) | I(1) | I(1) | I(2) | I(1) | I(2) |
| Italia | I(1) | I(2) | I(1) | I(2) | I(1) | I(1) |
| España | I(1) | I(2) | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) |
| Reino Unido | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) | I(2) |

Fuente: cálculos propios.

deuda/PIB como variables umbrales. En cada modelo se puede observar la variable umbral escogida, el valor umbral, el número de observaciones de cada régimen, las variables con sus coeficientes estadísticamente significativos y la probabilidad asociada a la prueba t-student para cada coeficiente del modelo. Nótese que *D* significa primeras diferencias, *D2* se refiere a segundas diferencias y *C* es la constante.

En los cuadros 2 y 3 se muestran las variables estadísticamente significativas y sus rezagos entre paréntesis para explicar las variaciones del PIB en Bélgica e Italia durante los regímenes 1 y 2, respectivamente. En Bélgica, todas las variables del modelo son significativas al 5% durante el periodo de análisis con la única excepción de la variable *Debt* en segundas diferencias durante el primer régimen. El gasto público es

Cuadro 2. Modelos multivariados con umbral en Bélgica e Italia

La variable umbral deuda/PIB presenta hasta cuatro retardos

| Bélgica | | | Italia | | |
|--|-------------|----------|--|-------------|----------|
| Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q1-2024q1 Número de observaciones: 109 Variable umbral escogida: <i>D2Debt</i> Valor umbral: 1.87 Régimen 1: 72 observaciones | | | Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q3-2024q1 Número de observaciones: 107 Variable umbral escogida: <i>DDebt</i> Valor umbral: 2.4 Régimen 1: 91 observaciones | | |
| Variable | Coeficiente | t: Prob. | Variable | Coeficiente | t: Prob. |
| <i>C</i> | 1 278.034 | 0.0000 | <i>C</i> | 1 470.691 | 0.0032 |
| <i>DGP</i> | 2.338547 | 0.0000 | <i>D2GP</i> | 1.142804 | 0.0000 |
| <i>DGP(-1)</i> | 0.809190 | 0.0000 | <i>DTO(-2)</i> | -48 388.1 | 0.0238 |
| <i>DTO</i> | 4 828.891 | 0.0204 | <i>D2PI(-1)</i> | 1 216.474 | 0.0163 |
| <i>D2PI</i> | 305.7388 | 0.0029 | <i>D2PI(-4)</i> | -1 210.83 | 0.0115 |
| <i>DIR</i> | 648.5114 | 0.0022 | <i>DIR(-4)</i> | -1 902.153 | 0.1143 |
| <i>DPIB(-1)</i> | -0.498348 | 0.0000 | <i>DPIB(-1)</i> | -0.290238 | 0.0000 |
| <i>D2Debt</i> | -78.12508 | 0.1193 | <i>DPIB(3)</i> | -0.08368 | 0.0622 |
| | | | <i>DDebt</i> | -1 559.071 | 0.0000 |

Nota: todas las series de tiempo han sido transformadas a $I(0)$.

Cuadro 3. Modelos multivariantes con umbral en Bélgica e Italia

La variable umbral deuda/PIB presenta hasta cuatro retardos

| Bélgica | | | Italia | | |
|--|--------------|----------|--|--------------|----------|
| Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q1-2024q1 Número de observaciones: 109 Variable umbral escogida: <i>D2Debt</i> Valor umbral: 1.87 Régimen 2: 37 observaciones | | | Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q3-2024q1 Número de observaciones: 107 Variable umbral escogida: <i>DDebt</i> Valor umbral: 2.4 Régimen 2: 16 observaciones | | |
| Variable | Coefficiente | t: Prob. | Variable | Coefficiente | t: Prob. |
| <i>C</i> | -2 759.422 | 0.0000 | <i>C</i> | 2 6651.74 | 0.0000 |
| <i>DGP</i> | 2.436058 | 0.0000 | <i>D2GP</i> | 1.150342 | 0.0000 |
| <i>DGP(-1)</i> | -1.603954 | 0.0000 | <i>DTO(-2)</i> | 370 050.9 | 0.0000 |
| <i>DTO</i> | -8 899.063 | 0.0087 | <i>D2PI(-1)</i> | -13 071.48 | 0.0008 |
| <i>D2PI</i> | 317.3726 | 0.0331 | <i>D2PI(-4)</i> | -20 431.90 | 0.0000 |
| <i>DIR</i> | 975.3924 | 0.0235 | <i>DIR(-4)</i> | 10 450.88 | 0.1090 |
| <i>DPIB(-1)</i> | 0.742778 | 0.0000 | <i>DPIB(-1)</i> | -0.760418 | 0.0000 |
| <i>D2Debt</i> | -397.9955 | 0.0000 | <i>DPIB(-3)</i> | -0.294043 | 0.0183 |
| | | | <i>Ddebt</i> | -7 153.771 | 0.0000 |
| R-cuadrado: 0.982931 | | | R-cuadrado: 0.937932 | | |

Nota: todas las series de tiempo han sido transformadas a I(0).

significativo en primeras diferencias y en primeras diferencias con un rezago, el valor conjunto de sus coeficientes es positivo y mayor que 2 durante el primer régimen, y positivo y entre 0 y 1 durante el segundo régimen. La ratio deuda/PIB es especialmente significativa en segundas diferencias en el segundo régimen.

En Italia, el coeficiente de la variable PIB en primeras diferencias rezagada tres periodos es significativa al 10% durante el primer régimen. La variable del tipo de interés en primeras diferencias es significativa al 15% sólo con cuatro rezagos. El resto de las variables son significativas al 5% durante el periodo estudiado. El gasto público en segundas di-

ferencias es significativo con un valor positivo aproximado de 1.15 en ambos regímenes. Las variaciones del coeficiente de la variable deuda/PIB también es significativo y afecta negativamente al PIB tanto en el régimen 1 como en el régimen 2.

Por su parte, los cuadros 4 y 5 muestran los valores de los coeficientes para España y Reino Unido durante los regímenes 1 y 2, respectivamente. En España, los coeficientes de las variables precios en primeras diferencias con dos rezagos y el tipo de interés en primeras diferencias con tres y cuatro rezagos son estadísticamente significativos al 10%. La ratio deuda/PIB en primeras diferencias es significativa al 15% cuando la variable se rezaga cuatro periodos. El resto de las variables son significativas al 5%. El gasto público en primeras diferencias se presenta en conjunto con signo positivo y mayor a 2 durante ambos regímenes. El cociente deuda/PIB diferenciado un periodo es negativo cuando no presenta rezagos, pero positivo con dos rezagos en ambos regímenes. Además, esta variable es primero negativa y luego positiva con cuatro rezagos. Finalmente, el modelo de Reino Unido presenta todas las variables significativas al 5%. El valor conjunto de los coeficientes del gasto público en primeras diferencias es positivo y mayor a 2 en el primer régimen y negativo en el segundo régimen. El efecto de la ratio deuda/PIB en segundas diferencias con un rezago sobre el PIB en primeras diferencias es negativo en ambos regímenes.

Existe un buen ajuste de los modelos a los datos por cuanto el R-cuadrado se aproxima a 0.98, 0.94, 0.96 y 0.90 para Bélgica, Italia, España y Reino Unido, respectivamente. Estos resultados son robustos si se tiene en cuenta la metodología econométrica empleada.⁴

⁴ Como sugerido por el revisor, se lleva a cabo una prueba de multicolinealidad entre las variables determinantes *GP* y *Debt* e *IR* y *Debt*. Para tal fin, se aplica una prueba de correlación luego de tener en cuenta las pruebas de estacionariedad y la evaluación del orden de integración. Los valores de los coeficientes de correlación entre *GP* y *Debt* son -0.37 , -0.34 , -0.08 y -0.67 y los valores entre *IR* y *Debt* son -0.01 , -0.36 , -0.23 y -0.01 para Bélgica, Italia, España y Reino Unido, respectivamente. Se muestra que no existe evidencia de multicolinealidad (valores menores a 75%). Nótese que las variables del modelo de corto plazo no se encuentran en niveles.

Cuadro 4. Modelos multivariantes con umbral en España y Reino Unido

La variable umbral deuda/*PIB* presenta hasta cuatro retardos

| España | | | Reino Unido | | |
|---|--------------|----------|--|--------------|----------|
| Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q3-2024q1 Número de observaciones: 107 Variable umbral escogida: <i>DDebt</i> Valor umbral: 2.59 Régimen 1: 91 observaciones | | | Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q2-2024q1 Número de observaciones: 108 Variable umbral escogida: <i>DDebt(-1)</i> Valor umbral: -0.43 Régimen 1: 31 observaciones | | |
| Variable | Coefficiente | t: Prob. | Variable | Coefficiente | t: Prob. |
| <i>C</i> | 2 410.380 | 0.0000 | <i>C</i> | -6 643.965 | 0.0003 |
| <i>D2GP</i> | 0.863804 | 0.0003 | <i>DGP</i> | 4.657249 | 0.0000 |
| <i>D2GP(-1)</i> | 0.599133 | 0.0089 | <i>DGP(-1)</i> | 2.773963 | 0.0001 |
| <i>D2GP(-2)</i> | 0.613352 | 0.0001 | <i>DGP(-4)</i> | -1.339451 | 0.0003 |
| <i>D2GP(-4)</i> | 0.434217 | 0.0447 | <i>DTO(-1)</i> | 145 883.0 | 0.0000 |
| <i>DTO(-1)</i> | 41 357.03 | 0.0165 | <i>DPI(-3)</i> | -4 418.672 | 0.0018 |
| <i>DPI(-2)</i> | 738.7817 | 0.0545 | <i>DIR</i> | 8 295.740 | 0.0000 |
| <i>DPI(-3)</i> | -1 339.190 | 0.0002 | <i>DPIB(-1)</i> | 0.475752 | 0.0059 |
| <i>DIR(-3)</i> | -2 282.353 | 0.0634 | <i>DPIB(-2)</i> | 0.471108 | 0.0002 |
| <i>DIR(-4)</i> | 1 971.935 | 0.0609 | <i>DPIB(-3)</i> | -0.388896 | 0.0000 |
| <i>DPIB(-1)</i> | -0.35434 | 0.0000 | <i>D2Debt(-1)</i> | -4 599.018 | 0.0000 |
| <i>DDebt</i> | -1 306.304 | 0.0001 | | | |
| <i>DDebt(-2)</i> | 409.1512 | 0.0331 | | | |
| <i>DDebt(-4)</i> | -219.5038 | 0.1304 | | | |

Nota: todas las series de tiempo han sido transformadas a $I(0)$.

Cuadro 5. Modelos multivariantes con umbral en España y Reino Unido

La variable umbral deuda/*PIB* presenta hasta cuatro retardos

| España | | | Reino Unido | | |
|---|------------|----------|---|------------|----------|
| Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q3-2024q1 Número de observaciones: 107 Variable umbral escogida: <i>DDebt</i> Valor umbral: 2.59 Régimen 2: 16 observaciones | | | Variable dependiente: <i>DPIB</i> Muestra (ajustada): 1997q2-2024q1 Número de observaciones: 108 Variable umbral escogida: <i>DDebt</i> (-1) Valor umbral: -0.43 Régimen 2: 77 observaciones | | |
| Variable | Coficiente | t: Prob. | Variable | Coficiente | t: Prob. |
| <i>C</i> | -25 585.48 | 0.0000 | <i>C</i> | 6 671.656 | 0.0000 |
| <i>D2GP</i> | 4.050405 | 0.0000 | <i>DGP</i> | 1.167276 | 0.0042 |
| <i>D2GP</i> (-1) | 4.067354 | 0.0000 | <i>DGP</i> (-1) | -1.223683 | 0.0070 |
| <i>D2GP</i> (-2) | 3.442829 | 0.0000 | <i>DGP</i> (-4) | -1.741111 | 0.0000 |
| <i>D2GP</i> (-4) | -3.27305 | 0.0000 | <i>DTO</i> (-1) | 76 662.16 | 0.0144 |
| <i>DTO</i> (-1) | -155 021.1 | 0.0000 | <i>DPI</i> (-3) | -3 086.638 | 0.0029 |
| <i>DPI</i> (-2) | 3 768.1 | 0.0000 | <i>DIR</i> | 5 959.090 | 0.0018 |
| <i>DPI</i> (-3) | 3 715.813 | 0.0000 | <i>DPIB</i> (-1) | -0.294324 | 0.0003 |
| <i>DIR</i> (-3) | -8 534.341 | 0.0000 | <i>DPIB</i> (-2) | -0.437619 | 0.0000 |
| <i>DIR</i> (-4) | 26 534.3 | 0.0000 | <i>DPIB</i> (-3) | -0.124980 | 0.0008 |
| <i>DPIB</i> (-1) | -0.966798 | 0.0000 | <i>D2Debt</i> (-1) | -1 322.969 | 0.0144 |
| <i>DDebt</i> | -2 039.954 | 0.0000 | | | |
| <i>DDebt</i> (-2) | 6 286.257 | 0.0000 | | | |
| <i>DDebt</i> (-4) | 2 477.864 | 0.0000 | | | |
| R-cuadrado: 0.964416 | | | R-cuadrado: 0.900098 | | |

Nota: todas las series de tiempo han sido transformadas a $I(0)$.

4. CONCLUSIÓN

Es evidente que los cambios en el gasto público tienen efectos sobre las fluctuaciones en el PIB de Bélgica, Italia, España y Reino Unido. En las últimas tres décadas se han encontrado variaciones en el multiplicador fiscal de muy corto plazo conforme ha crecido la deuda pública. Los efectos del gasto del gobierno sobre el PIB son positivos en todos y cada uno de los países estudiados durante el periodo del primer régimen, pero los resultados son diferentes según el país que se estudie durante el segundo régimen. En el régimen 2, la relación entre las variables mencionadas sigue siendo positiva, aunque a un nivel mucho menor en Bélgica; el multiplicador del gasto público se mantiene relativamente estable en Italia en el muy corto plazo, tiende a aumentar significativamente el efecto del gasto sobre el PIB en España y existe un cambio radical en el coeficiente del gasto público —que pasa a tener signo negativo— en el Reino Unido.

Aunque el multiplicador fiscal es relativamente estable en el caso de Italia, los resultados muestran que los cambios en la relación entre el gasto público y el PIB están a su vez vinculados con las fluctuaciones de la deuda pública, es decir, el comportamiento de la deuda soberana influye sobre la relación entre el gasto público y el PIB. Por lo tanto, la ratio deuda/PIB explica los incrementos o disminuciones del multiplicador fiscal. Además, la variable umbral permite encontrar en el modelo al menos un cambio estructural durante el periodo muestral.

Esta investigación sugiere un nuevo modelo econométrico para estimar multiplicadores de gasto público en el muy corto plazo utilizando entornos multivariantes con variables umbrales. La metodología planteada permite un nuevo análisis empírico sobre la variable del gasto público y su efecto en el PIB a través del hallazgo de cambios estructurales de las series de tiempo, especialmente en los datos relacionados con la deuda soberana. El presente estudio vuelve a reafirmar el ya establecido importante enlace entre las variables de la economía real y las variables pertenecientes al mundo financiero.

Si bien la relación directa entre la ratio deuda/PIB y el multiplicador fiscal es evidente tanto en el cambio estructural de régimen encontrado como en la regresión empírica no lineal significativa que muestran los resultados empíricos, es importante resaltar que es posible que un mecanismo indirecto del impacto de la política fiscal se manifieste a través

de otros componentes de la demanda autónoma como la inversión. Sin embargo, nótese que en el presente trabajo no existe evidencia estadística significativa de la relación entre la tasa de interés y la deuda pública. Por lo tanto, la relación entre estas dos últimas variables se podría encontrar ciertamente de manera espuria debido a que las decisiones en política fiscal —en este caso los incrementos de la deuda pública como variable endógena— dependen mayormente del mismo multiplicador fiscal y, por tanto, se producen a su vez como resultado de la relación entre el gasto público y el PIB.

Futuras líneas de investigación deberían centrarse en estudiar los modelos multivariados autorregresivos con umbral para casos con más de un cambio estructural e incluir en el análisis no sólo una mayor cantidad de países tanto dentro como fuera de la Unión Europea, sino también otros tipos de mecanismos que permitan afianzar la estructura que explica la relación entre las variables en cuestión. ◀

REFERENCIAS

- Alesina, A., Favero, C. y Giavazzi F. (2019). Effects of Austerity: Expenditure –and Tax-based Approaches. *The Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 141-162. <https://doi.org/10.1257/jep.33.2.141>
- Auerbach, A. y Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27. <https://doi.org/10.1257/pol.4.2.1>
- Bai, J. y Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.
- Bai, J. y Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Blanchard, O. (2019). Public Debt and Low Interest Rates. *The American Economic Review*, 109(4), 1197-1229. <https://doi.org/10.1257/aer.109.4.1197>
- Blanchard, O. y Leigh, D. (2012). Are We Underestimating Short-Term Fiscal Multipliers? In: *World Economic Outlook* (pp. 41-43). International Monetary Fund.
- Blanchard, O. y Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Out-

- put. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368. <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
- Campos, J., Ericsson, N. y Hendry, D. (2005). *General-to-specific Modelling: An Overview and Selected Bibliography* [International Finance Discussion Papers no. 838]. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Christiano, L., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2011). When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
- Corsetti, G., Meier, A. y Müller, G.J. (2012). Fiscal stimulus with spending reversals. *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), 878-895. https://doi.org/10.1162/REST_a_00233
- Denes, M., Eggertsson, G. y Gilbukh, S. (2012). Deficits, Public Debt Dynamics and Tax and Spending Multipliers. *The Economic Journal*, pp. 133-163, <https://doi.org/10.1111/eoj.12014>
- Diamond, P.A. (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review*, 55(5), 1126-1150.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dupor, B., Karabarbounis, M., Kudlyak, M. y Saif Mehkari, M. (2023). Regional Consumption Responses and the Aggregate Fiscal Multiplier. *The Review of Economic Studies*, 90(6), 2982-3021. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad007>
- Favero, C. y Giavazzi, F. (2007). *Debt and the Effects of Fiscal Policy* [NBER Working Papers no. 12822]. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12822>
- Galí, J. y Monacelli T. (2008). Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Currency Union. *Journal of International Economics*, 76, 116-132. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.02.007>
- Guajardo, J., Leigh, D. y Pescatori, A. (2014). Expansionary Austerity? International Evidence. *Journal of the European Economic Association*, 12(4), 949-968. <https://doi.org/10.1111/jeea.12083>
- Hendry, D.F. (2024). A Brief History of General-to-specific Modelling. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 86(1), 0305-9049. <https://doi.org/10.1111/obes.12578>

- Hernández de Cos, P. y Moral-Benito E. (2011). *Endogenous Fiscal Consolidations* [Documentos de Trabajo no. 1102]. Banco de España.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E.G. y Végh, C.A. (2011). *How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?* [IMF Working Paper no. WP/11/52]. International Monetary Fund.
- Jordà, O. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1), 161-82. <https://doi.org/10.1257/0002828053828518>
- Jordà, Ò. y Taylor A.M. (2015). The Time for Austerity: Estimating the Average Treatment Effect of Fiscal Policy. *Economic Journal*, 126(590), 219-255. <https://doi.org/10.1111/eoj.12332>
- Kaplan, G., Moll, B. y Violante, G.L. (2018). Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, 108(3), 697-743. <https://doi.org/10.1257/aer.20160042>
- Kim, S. y Roubini, N. (2008). Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the U.S. *Journal of International Economics*, 74, 362-383.
- Kirchner, M., Cimadomo, J. y Hauptmeier, S. (2010). *Transmission of Government Spending Shock in the Euro Area: Time Variation and Driving Forces* [ECB Working Paper Series no. 1219]. European Central Bank. <hdl.handle.net/10419/153653>
- McKay, A., Nakamura, E. y Steinsson, J. (2016). The Power of Forward Guidance Revisited. *American Economic Review*, 106(10), 3133-3158. <https://doi.org/10.1257/aer.20150063>
- Metelli, L. y Pallara, K. (2020). *Fiscal Space and the Size of Fiscal Multiplier* [Working Paper no. 1293]. Banca d'Italia. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3710114>
- Nakamura, E. y Steinsson, J. (2014). Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions. *American Economic Review*, 104(3), 75-792. <https://doi.org/10.1257/aer.104.3.753>
- Nickel, C. y Vansteenkiste, I. (2008). *Fiscal Policies, the Current Account and Ricardian Equivalence* [ECB Working Paper Series no. 935]. European Central Bank. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1243262>
- Perotti, R. (1999). Fiscal Policy in Good Times and Bad. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1399-1436. <https://doi.org/10.1162/003355399556304>
- Ramey, V.A. y Zubairy, S. (2018). Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad. *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-901.

- Reinhart, C.M. y Rogoff, K.S. (2010). *Growth in a Time of Debt* [NBER Working Paper no. 15639]. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w15639>
- Sutherland, A. (1997). Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy? *Journal of Public Economics*, 65, 147-162. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(97\)00027-3](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(97)00027-3)
- Tariffi, L.A. (2019). A Threshold Multivariate Model to Explain Fiscal Multipliers with Government Debt. *Econometric Research in Finance*, 4, 27-40. doi.org/10.33119/ERFIN.2019.4.1.2
- Thirlwall, A.P. (2011). The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. *PSL Quarterly Review*, 64(259), 429-438 (Artículo original publicado en *BNL Quarterly Review*, 32(128), 45-53, 1979).
- Tsay, R.S. (1989). Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), 231-240. <https://doi.org/10.2307/2289868>
- Tsay, R.S. (1998). Testing and Modelling Multivariate Threshold Models. *Journal of the American Statistical Association*, 93(443), 1188-1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10473779>
- Woodford, M. (2010). *Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier* [NBER Working Paper no. 15714]. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w15714>