

Resumen

En este artículo utilizamos la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR) para evaluar qué componentes de la política fiscal, ya sea por la vía del gasto o impositiva, tienen mayor impacto redistributivo y estimulante del crecimiento económico en España. Los resultados muestran que el gasto público constituye el mecanismo más efectivo de reducción de la desigualdad, aunque la imposición directa tiene, a su vez, un impacto relevante. En cualquiera de los casos, las políticas fiscales orientadas a la reducción de la desigualdad repercuten en un menor crecimiento económico.

Palabras clave: desigualdad de la renta, crecimiento económico, política fiscal, modelos VAR, España.

Abstract

In this article we use Vector Autoregression (VAR) models to evaluate through which component, spending or taxation, is the fiscal policy more effective in promoting income distribution and economic growth. Our results uncover current spending as the most effective mechanism to reduce inequality, although direct taxation is also found relevant. Whatever the case, fiscal policies aiming at reducing inequality cause lower economic growth.

Key words: income inequality, economic growth, fiscal policy, VAR models, Spain.

JEL classification: D31, E62, H3, H5.

EFFECTOS DISTRIBUTIVOS DEL SISTEMA FISCAL DESDE UNA PERSPECTIVA MACROECONÓMICA

Oriol ROCA-SAGALÉS

Universidad Autónoma de Barcelona

Héctor SALA

Universidad Autónoma de Barcelona e IZA (Bonn, Alemania)

I. INTRODUCCIÓN

EL presente trabajo analiza los efectos de la política fiscal sobre la desigualdad de la renta y el crecimiento económico en España desde una perspectiva macroeconómica. El objetivo último del mismo es valorar qué componentes de la política fiscal, ya sea por la vía del gasto público o por la vía impositiva, tienen un mayor impacto redistributivo y estimulante de la actividad económica. Este tipo de análisis es fundamental. Por una parte, evidencia las distintas consecuencias de la política fiscal según los instrumentos que se utilicen en su implementación. Por otra parte, proporciona un mejor conocimiento de dichas consecuencias en términos de posibles *trade-offs* entre equidad y crecimiento.

La relación entre crecimiento económico y desigualdad de la renta ha sido objeto de atención creciente en los últimos años. Si bien los primeros trabajos empíricos sugerían una relación negativa, al menos durante la primera fase de desarrollo económico de una economía (Kuznets, 1955), estudios más recientes han puesto de relieve la complejidad de los mecanismos de transmisión que vinculan desigualdad de la renta con crecimiento, y crecimiento económico con desigualdad (1). Incluso instituciones económicas de relieve

como el Fondo Monetario Internacional (FMI) y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) han llevado a cabo amplios estudios empíricos poniendo especial énfasis en la relación entre políticas fiscales, desigualdad y crecimiento (2).

La política fiscal ha sido tradicionalmente considerada como un instrumento eficaz para influir en la demanda agregada, en la distribución del ingreso y de la riqueza, y también sobre la capacidad de la economía para producir bienes y servicios (Musgrave, 1959). Por ello, resulta esencial una buena definición de la estrategia de política fiscal, tanto en lo que se refiere a los impuestos como al gasto público. Una de las principales dificultades a las que se enfrentan los responsables políticos a la hora de diseñar y aplicar instrumentos de política fiscal es el posible conflicto entre los objetivos de equidad y eficiencia; es decir, la posibilidad de que una política eficiente sea altamente desigual o, alternativamente, que una política equitativa pueda introducir distorsiones y pérdidas significativas en términos de crecimiento económico (véanse Bénabou, 2000 y 2002; Seshadri y Yuki, 2004).

La mayor parte de los trabajos empíricos que tratan de identificar los efectos macroeconómicos

de las políticas públicas se basan en regresiones que analizan, por una parte, el efecto de la política fiscal sobre el crecimiento (3) y, por otra, los efectos distributivos de la política fiscal (4). A pesar de su relevancia, la respuesta conjunta del crecimiento económico y la desigualdad ante distintas medidas de política fiscal ha recibido escasa atención, con excepciones en recientes trabajos referentes a un grupo de países (Muinelo-Gallo y Roca-Sagalés, 2011 y 2013), o a un país específico (Ramos y Roca-Sagalés, 2008; Roca-Sagalés y Sala, 2011). En este trabajo partimos del mismo enfoque metodológico que dichos estudios, y aplicamos el análisis al caso español.

La economía española resulta interesante por distintos motivos. En primer lugar, porque en las últimas décadas ha sufrido una profunda transformación estructural en su tránsito desde una economía cerrada y protegida hacia una economía abierta y plenamente integrada en la Unión Europea. En paralelo a esta transformación, el papel del sector público ha cambiado radicalmente, evolucionando desde un tamaño reducido, con un peso de los gastos e ingresos impositivos sobre el PIB del 34 y el 30 por 100 respectivamente en 1980, hasta un tamaño alrededor del 45 y el 36 por 100 del PIB en 2010 (5). En la vertiente del gasto, la consolidación del Estado del bienestar ha redundado en un peso del gasto distributivo que supone prácticamente dos terceras partes del total. En la vertiente de los ingresos públicos, la razón del aumento se debe, fundamentalmente, a la creación de una hacienda pública moderna estructurada en tres fuentes principales de ingresos: imposición indirecta, imposición directa y cotizaciones a la Seguridad Social.

La segunda razón por la que el análisis de la capacidad redistributiva y de generación de actividad económica del sector público resulta importante radica en la especificidad del mercado de trabajo español. Se trata de un mercado con una marcada dualidad contractual (ningún país tiene una proporción tan alta de empleo temporal), que redundo en una sensibilidad muy grande de la creación de empleo respecto al crecimiento económico, y en unas oscilaciones de la tasa de paro sin parangón en los países avanzados.

El gráfico 1 ofrece la evolución de algunas de las variables mencionadas y permite dibujar un primer esbozo de la interacción entre actividad del sector público, acción redistributiva y capacidad de estímulo del crecimiento económico.

En primer lugar, el gráfico 1A muestra la evolución de la desigualdad de la renta antes (Gini bruto) y después (Gini neto) de la intervención pública a través de impuestos y transferencias (6). Se observa claramente que, tras un periodo de descenso en los primeros años 1980, tanto la desigualdad bruta como neta inició un periodo de acusado incremento que se alargó hasta mediados de los años 1990, para caer posteriormente con la expansión económica de 1995-2007. Así, por ejemplo, el Gini neto se sitúa en mínimos históricos en 1986-1988, alcanza un máximo cercano a 36 en 1995, y cae a valores inferiores a 32 en 2003-2008 (el Gini bruto, por su parte, coincide en trayectoria).

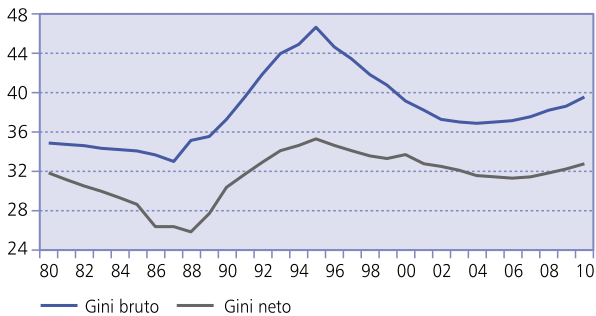
El gráfico 1B ilustra de manera más clara la capacidad redistributiva de la intervención pública en España. El índice de redistribución que observamos está calculado como la ratio (Gini bruto – Gini neto)/Gini bruto, y manifiesta una

capacidad redistributiva creciente en los años ochenta y primera mitad de los noventa, pero en claro declive posteriormente. La conjunción de la información proporcionada por los gráficos 1A y 1B permite corroborar uno de los hechos estilizados de la evolución de la desigualdad de la renta en los países de la OCDE (Immervoll y Richardson, 2011). A saber, el incremento de la desigualdad bruta durante la segunda mitad de los años 1980 y primera de los 1990 se pudo apaciguar a través de la mejora en la capacidad redistributiva de las políticas públicas, mientras que la caída posterior de la desigualdad neta se debió, fundamentalmente, a la caída de la propia desigualdad bruta o de mercado. Ello permitió compensar el deterioro de la capacidad redistributiva del sector público español a partir de la segunda mitad de los años 1990 hasta 2002 (gráfico 1B).

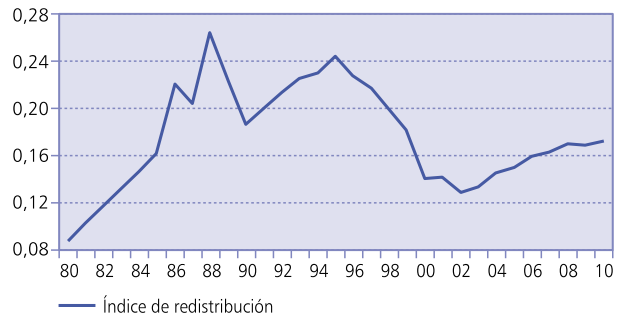
Otro de los hechos documentados (gráfico 1C) es la estrecha relación existente entre desigualdad (bruta) y tasa de paro, especialmente desde 1990 coincidiendo con la estabilización de la tasa de temporalidad alrededor de un tercio del total del empleo asalariado (cabe recordar que la contratación temporal ha constituido, desde entonces, el principal mecanismo de ajuste de la ocupación en España). El rápido crecimiento de la tasa de paro en los últimos años (del 8,3 por 100 en 2007 hasta más del 25 por 100 en 2012) sitúa la capacidad redistributiva del sector público como pieza fundamental en el mantenimiento de la cohesión social en España. Si, con crecimientos del PIB alrededor del 3,7 por 100 en promedio durante los años 1995-2007, no hemos sido capaces de reducir el desempleo más rápidamente de lo que lo hemos hecho, el escenario de estancamiento

GRÁFICO 1
DESIGUALDAD DE LA RENTA Y ENTORNO MACROECONÓMICO EN ESPAÑA (1980-2010)

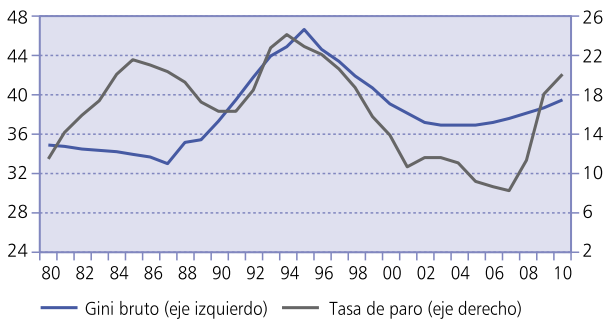
A) Índices de Gini



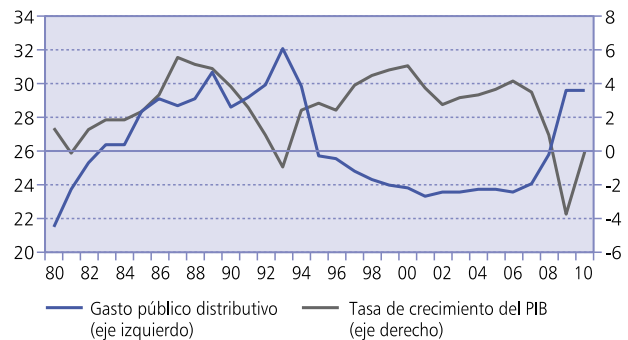
B) Capacidad redistributiva de la intervención pública



C) Tasa de paro e índice Gini bruto



D) Crecimiento económico y gasto público distributivo en % del PIB



Fuentes: Índices de Gini y de redistribución (SWIID), Tasa de paro (EPA), PIB (OECD Economic Outlook) y Gasto público distributivo (IMF Government Finance Statistics y OECD Economic Outlook).

económico que se prevé para los próximos años no permite augurar mejoras sustanciales de la tasa de paro por la vía de la creación de empleo. En este sentido, y de acuerdo con la estrecha relación que muestra dicha figura, el rápido crecimiento del paro que está sufriendo la economía española en los últimos años podría repercutir en un incremento de la desigualdad sin precedentes (7). Y a ello debe añadirse un horizonte de consolidación fiscal que limitará cualquier posibilidad expansiva como mecanismo de reducción de la desigualdad.

En efecto, atendiendo al gráfico 1D, que desvela con claridad el comportamiento contracíclico que

el gasto público distributivo ha tenido hasta 2010 en España (8), el periodo de austeridad que necesariamente debe afrontar la economía española en los próximos años limitará severamente las posibilidades redistributivas por la vía del gasto. Por esta razón, resulta fundamental conocer las respuestas de nuestra economía, principalmente en términos de redistribución, pero también en cuanto a su impacto en el crecimiento, a las distintas medidas de política fiscal todavía a nuestro alcance a pesar del corsé que impondrá el nuevo pacto de estabilidad fiscal vigente desde enero de 2013.

Dichas respuestas son variadas en función de los *shocks* a los que

sometemos el sistema estimado, pero robustas a especificaciones del modelo que desagregan el gasto público en inversión pública y gasto corriente, y en función de sus componentes distributivo y no distributivo. De ellas se deduce que la política fiscal es un buen instrumento de lucha contra la desigualdad, aunque su impacto se produce fundamentalmente a través del gasto y no tanto a través de los impuestos. En respuesta a aumentos del gasto, el crecimiento también se contrae, aunque en menor medida que la desigualdad. Ello es así siempre que dicho aumento no se canalice vía gasto en capital público. Por el contrario, *shocks* impositivos arrojan respuestas mucho

menos nítidas en términos de desigualdad, marginalmente significativas en el caso de la imposición directa y fundamentalmente inocuas en el caso de la imposición indirecta. Ello confirma los resultados de trabajos recientes (Paulus *et al.*, 2009; Avram *et al.*, 2012), en los que se detecta una capacidad redistributiva de la intervención pública notablemente inferior a la de otros países europeos, especialmente en el caso del impuesto sobre la renta, que constituye el segmento progresivo de los ingresos impositivos.

En conjunto, nuestros resultados indican que en una situación en la que deba priorizarse la lucha contra la desigualdad, la expansión del gasto (principalmente corriente o distributivo) es el mecanismo adecuado si se está dispuesto a asumir un cierto coste en términos de crecimiento económico. Por ello, en un escenario de consolidación fiscal y fuerte presión para reducir el déficit público, la inevitable contracción del gasto debería acompañarse de un incremento de la imposición directa si se quiere evitar un aumento disparatado de la desigualdad.

El resto del artículo está estructurado como sigue. En la sección II describimos los datos, relacionamos la capacidad redistributiva del Estado con distintas variables clave de política fiscal, y explicamos la metodología de estimación mediante Vectores Autorregresivos (VAR) utilizados en la obtención de los resultados empíricos. En la sección III presentamos las funciones impulso-respuesta obtenidas con el análisis VAR y calculamos las elasticidades totales de las principales variables de interés respecto a distintos *shocks* de política fiscal. Dichas elasticidades son el elemento fundamental de análisis sobre el

que apoyamos nuestra discusión de política económica previa a las conclusiones (sección IV), que cierran el presente artículo.

II. DATOS Y METODOLOGÍA EMPÍRICA

1. Datos

Nuestra base de datos se nutre de información anual desagregada que cubre las tres décadas transcurridas desde 1980 hasta 2010. Las series macroeconómicas provienen de la base de datos OECD Economic Outlook (accesible en <http://www.oecdilibrary.org/oecd/>), y para el caso de la distribución funcional del gasto se completan con información estadística proveniente del Government Finance Statistics (GFS) del FMI; dichas series se expresan en términos reales (billones de euros de 2000). Además del producto (PIB), se considera el gasto público, tomando en consideración dos agregaciones distintas, y los ingresos públicos impositivos. Tomando como referencia los valores medios de la última década, las variables impositivas son representativas del 91 por 100 del total de ingresos no financieros, mientras que las de gasto público cubren la totalidad del gasto no financiero.

Para el caso de los ingresos impositivos, se distingue entre los impuestos directos (que incluyen el impuesto sobre la renta, el impuesto de sociedades y el impuesto sobre el patrimonio, además de las cotizaciones sociales), y los impuestos indirectos (impuestos sobre el producto y las importaciones) representando el 23,7 y el 11,1 por 100 del PIB, respectivamente, durante la última década.

En el caso del gasto, se considera en primer lugar una desa-

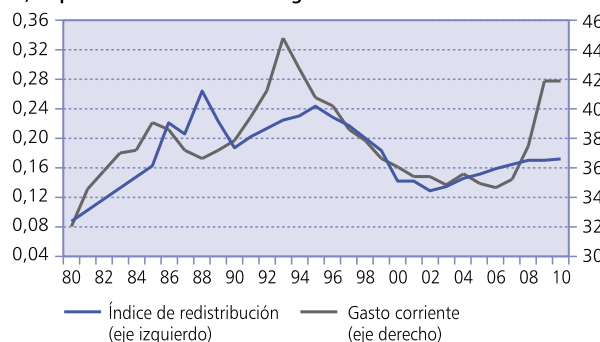
gregación obtenida a partir de la clasificación funcional de la renta (ver apéndice 1), que permite considerar por una parte el gasto distributivo, que incluye el gasto en protección social, sanidad, educación y vivienda, y viene a suponer el 25 por 100 del PIB durante la última década, y, por otra parte, el gasto no distributivo, que comprende el resto de gasto público considerado y representa el 15,4 por 100 del PIB (9). En segundo lugar, también desagregamos el gasto público en gasto corriente (en bienes y servicios y transferencias corrientes) e inversión pública, que representan un 36,7 y un 3,7 por 100 del PIB, respectivamente, durante la última década.

En cuanto al indicador de desigualdad económica, en este trabajo se utilizan los índices de Gini provenientes de la Standardized World Income Inequality Database (SWIID) desarrollados por Solt (2009). Se trata de un índice de desigualdad de ingreso que se estima a partir de la combinación de datos provenientes del Luxembourg Income Study (LIS) y de Naciones Unidas (base UNU-WIDER), y que tiene como principales ventajas su extensa cobertura temporal y homogeneidad de las series. La base de datos SWIID suministra información relativa a la desigualdad de ingresos antes de la intervención pública a través de impuestos y transferencias (Gini bruto), después de dicha intervención pública (Gini neto), y también proporciona la variable Redistribución, calculada como la reducción porcentual en el índice de Gini provocada por la intervención pública (es decir, la diferencia entre Gini bruto y Gini neto, dividida por el Gini bruto, multiplicada por 100).

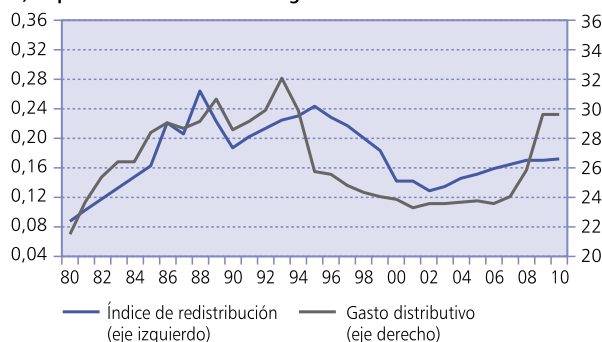
El gráfico 2 permite relacionar la capacidad redistributiva del sec-

GRÁFICO 2
CAPACIDAD REDISTRIBUTIVA Y POLÍTICA FISCAL EN ESPAÑA (1980-2010)

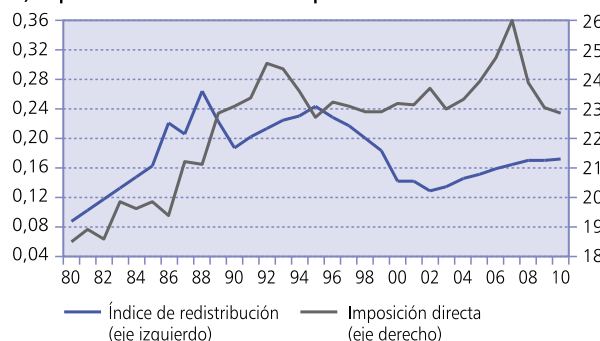
A) Capacidad redistributiva vs. gasto corriente en % del PIB



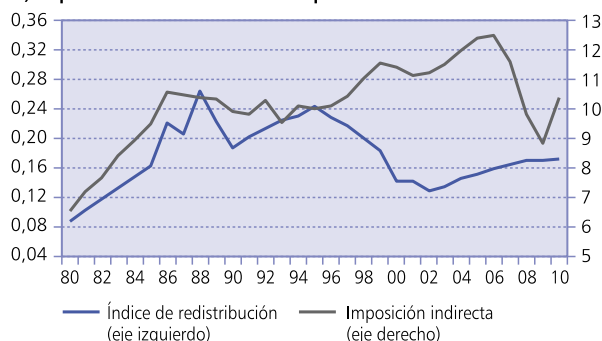
B) Capacidad redistributiva vs. gasto distributivo en % del PIB



C) Capacidad redistributiva vs. imposición directa en % del PIB



D) Capacidad redistributiva vs. imposición indirecta en % del PIB



Fuentes: Índice de redistribución (SWIID); Imposición directa e indirecta, y gasto corriente (OECD Economic Outlook); y Gasto distributivo (IMF Government Finance Statistics y OECD Economic Outlook).

tor público español con distintas variables de política fiscal. De estas, tal como ilustran los gráficos 2A y 2B, las que a priori parecen más estrechamente correlacionadas con la capacidad de redistribución de la intervención pública son el gasto corriente (con un coeficiente de correlación de 0,66) y el gasto distributivo (0,64). Esta comparación resulta interesante ya que la consideración de elementos del gasto corriente que no son estrictamente redistributivos no reduce significativamente la correlación con la capacidad redistributiva del Estado. Conviene aclarar que el gasto corriente comprende la totalidad del gasto distributivo e incorpora, además,

otros elementos que no son redistributivos, como puede ser el pago de intereses (10).

Sí se observa, por el contrario, una menor relación con el conjunto de imposición directa (impuestos directos y cotizaciones a la Seguridad Social) e indirecta, no solo visualmente (gráficos 2C y 2D), sino también a través de coeficientes de correlación claramente inferiores (de 0,34 y 0,27, respectivamente). La estimación del impacto de estas variables sobre la capacidad redistributiva del sector público y su capacidad de estímulo de la actividad económica centra nuestra atención en las siguientes páginas.

2. Consideraciones generales sobre la metodología VAR

La metodología VAR está siendo aplicada desde hace unos años a la investigación sobre los efectos a largo plazo de la política fiscal (véase, por ejemplo, Kamps, 2005; Perotti, 2005). Las razones son varias. En primer lugar, permite estimar el efecto que un cambio, o *shock*, en una de las variables produce sobre las demás, tanto a corto como a largo plazo, teniendo en cuenta el efecto de retroalimentación dinámica entre variables que sucede a dicho cambio. Este aspecto es de suma importancia en nuestro caso, ya que transcurre

un cierto tiempo entre la implementación de un cambio fiscal y la visualización de sus efectos sobre el crecimiento y la desigualdad (por ejemplo, el impacto de un aumento impositivo, o de un recorte en la inversión pública no se perciben inmediatamente). En segundo lugar, los modelos VAR no requieren de la imposición de restricciones sobre los mecanismos de ajuste dinámico entre variables. Y, en tercer lugar, dicho enfoque evita la clasificación, a menudo arbitraria, de las variables como endógenas o exógenas. En el caso que nos ocupa, se trata de un enfoque especialmente adecuado ya que producción, gasto público e ingresos fiscales están estrechamente interrelacionados y deben considerarse variables endógenas (Blanchard y Perotti, 2002). Por otra parte, la inclusión de una medida de desigualdad en la especificación del modelo permite el análisis conjunto de los efectos sobre el PIB y la distribución de la renta de distintas medidas fiscales (Ramos y Roca-Sagalés, 2008) y, por tanto, contribuir al tradicional debate relativo a los efectos de la política fiscal en términos de eficiencia y equidad (véase el apéndice 2 para una descripción de la metodología VAR y de las funciones impulso-respuesta asociadas).

En relación con el análisis empírico, empezamos determinando el orden de integración de las variables mediante la aplicación del test de Dickey-Fuller aumentado. Determinamos el rezago óptimo del test mediante el criterio de información bayesiano (BIC, por sus siglas en inglés) y, en caso de ser significativos, incorporamos componentes determinísticos y *dummies* que controlan por la posibilidad de cambios estructurales. Los resultados indican que todas las variables (siempre expresadas en logaritmos) son no esta-

cionarias en niveles y estacionarias en diferencias (del logaritmo). A causa de la conocida sensibilidad de los resultados del test respecto del periodo muestral (Dejong *et al.*, 1992; Phillips y Xiao, 1998), complementamos el análisis con la estimación del test de Dickey-Fuller mediante Mínimos Cuadrados Generalizados (Elliott *et al.*, 1996) y el test de Ng y Perron (2001). Los resultados obtenidos confirman los anteriores y concluimos que las series utilizadas son estacionarias en primeras diferencias.

3. Especificación del VAR y ordenación de las variables

Estimamos, por lo tanto, un modelo VAR cuyas variables están expresadas en primeras diferencias de logaritmo y deben interpretarse como tasas de crecimiento. La especificación concreta del VAR implica tomar decisiones respecto al número de rezagos y la inclusión de componentes determinísticos que capturen posibles cambios estructurales. También es necesario definir un criterio de identificación de los *shocks* de política fiscal.

Para definir la estructura dinámica del modelo, en primer lugar se considera la inclusión de un componente determinístico (constante y/o tendencia) si es estadísticamente significativo; en segundo lugar, el número de retardos se escoge teniendo en cuenta el número de coeficientes de segundo orden estadísticamente significativos; finalmente, utilizamos el criterio BIC seleccionando como resultado de dicho proceso un modelo VAR de orden 2 con constante. A su vez, para tener en cuenta la posibilidad de cambios estructurales que afecten la relación entre las variables consideradas, seguimos la aproxima-

ción más común en la literatura (véase, por ejemplo, Maddala y Kim, 1998) y construimos una serie de *dummies* que permiten tener en cuenta los cambios experimentados por la economía española a partir de la integración en la Comunidad Económica Europea (*dummy* 1986 en adelante), a partir del acceso al Mercado Común Europeo (*dummy* 1993 en adelante) y a partir de su entrada en la Unión Económica y Monetaria (*dummy* 1999 en adelante). La significatividad de todas ellas y la similitud de los coeficientes estimados permiten fusionar dichas *dummies* en una sola variable que controla, agregadamente, la influencia de dichos cambios (11).

En relación con las funciones impulso-respuesta que se derivan de los modelos VAR estimados, seguimos un procedimiento estándar en la literatura y consideramos la descomposición de Cholesky de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos estimados (12). Dado que el orden en el que se consideran las variables repercute en la estimación de los efectos de *shocks* fiscales, seguimos los trabajos de referencia de Blanchard y Perotti (2002) y Castro (2006), y consideramos la siguiente ordenación: gasto público, PIB, desigualdad e impuestos. Dicha ordenación es el resultado de una serie de supuestos y conlleva las implicaciones que a continuación se detallan.

En primer lugar, asumimos que el gasto público de un determinado año es exógeno, lo que implica suponer que las variables de gasto público no cambian en el transcurso de ese mismo periodo como consecuencia de cambios en el PIB, la desigualdad y la recaudación impositiva. Desde un punto de vista institucional, dicho supuesto implica que las decisio-

nes de gasto son tomadas antes de que el sector público obtenga información sobre el comportamiento de la economía. Dicha ordenación, además, implica que cambios en las variables de gasto público pueden tener un efecto sobre la renta o el PIB del mismo año y, consecuentemente, sobre la distribución de la renta (especialmente si dichos cambios conciernen ayudas en efectivo).

En segundo lugar, y con respecto a la variable PIB, consideramos que cambios en el producto no son neutrales desde un punto de vista distributivo; es decir, cambios en el PIB pueden afectar contemporáneamente la desigualdad. En cambio, el PIB es más probable que responda a cambios en la desigualdad solo en el medio y el largo plazo, ya que los mecanismos de transmisión más relevantes identificados en la literatura (por ejemplo, la acumulación de capital humano con mercados financieros imperfectos, o las decisiones conjuntas de educación-fertilidad) necesitan tiempo para producir sus efectos (Bénabou, 1996). En este sentido, cabe insistir en que el modelo sí permite que cambios en la desigualdad afecten al PIB o a las variables de gasto. La única limitación es que dichos efectos no pueden ser contemporáneos, es decir no se producen en el mismo año. Además, asumimos que cambios en el PIB impactan sobre la recaudación impositiva de manera contemporánea, pero no ocurre lo mismo en sentido inverso. De hecho, en el muy corto plazo, cambios en la recaudación impositiva responden exclusivamente a cambios en la base impositiva, lo que implica que cambios en la actividad económica se traducirían automáticamente en cambios en la recaudación impositiva del mismo periodo. Este supuesto es consistente con los trabajos de Bernanke y Mihov (1998) y

Blanchard y Perotti (2002), en los que se argumenta que la imposición se puede ajustar a cambios inesperados en el producto durante el mismo año. Por ello, en caso de utilizar datos anuales como hacemos en este trabajo, dicho supuesto resulta apropiado.

Por el contrario, cambios en la recaudación impositiva no estarían afectando al PIB del mismo año, lo que se podría explicar porque el proceso político-administrativo para alterar las políticas impositivas (mediante la modificación de tipos de los actuales impuestos, o creando y eliminando figuras impositivas) requiere de cierto tiempo hasta que impacta sobre la producción. También se podría explicar por el hecho de que el consumo y la inversión tampoco se adaptan de manera inmediata a este tipo de cambios, incluso después de promulgados. Tal y como anteriormente se ha argumentado, en el muy corto plazo modificar la base impositiva es, probablemente, la única manera de generar cambios inmediatos en la recaudación impositiva. La base impositiva puede variar tanto por cambios en el PIB como por cambios en la distribución de la renta (por ejemplo una distribución más desigual podría incrementar la recaudación en impuestos directos de tipo progresivo). Por todo ello se asume, de la misma manera que en Ramos y Roca-Sagalés (2008), que las rentas impositivas reaccionan contemporáneamente ante cambios en la desigualdad y el crecimiento económico, pero no a la inversa (13).

Finalmente, hay que decidir también el orden de las variables de gasto e impuestos desagregadas. En relación con las variables impositivas, se consideran los impuestos directos seguidos de los indirectos, lo que implica suponer

que la recaudación en impuestos indirectos no afecta en el mismo ejercicio sobre la recaudación en impuestos directos, pero cambios en estos últimos sí pueden tener consecuencias sobre el volumen de impuestos indirectos recaudados en el mismo año. Para el caso del gasto, tal como se ha indicado en la sección anterior, se han considerado dos desagregaciones distintas. Por un lado, gasto distributivo y no distributivo, y por otro, gasto corriente e inversión pública. En este segundo caso se asume que las decisiones presupuestarias relativas a la inversión pública están condicionadas por las decisiones de gasto corriente (en otras palabras, el gobierno ajusta el gasto en inversión a posibles cambios inesperados en el gasto corriente), y no a la inversa. Siguiendo el mismo argumento, también se supone que el gasto no distributivo (entre el que se incluye la inversión pública) puede sufrir cambios provocados por un cambio inesperado en el total de gasto distributivo del mismo ejercicio, mientras cambios en el gasto no distributivo no tendrán efectos durante el mismo año sobre el total de gasto distributivo.

Así pues, la ordenación de las variables que se considera para la obtención de los resultados empíricos a partir de las funciones impulso-respuesta es la siguiente: en primer lugar las variables de gasto (distributivo y no distributivo; o bien corriente e inversión pública), a continuación las variables PIB y desigualdad económica; y, finalmente, las variables impositivas (impuestos directos e indirectos).

III. RESULTADOS EMPÍRICOS Y VALORACIÓN

Las funciones impulso-respuesta acumuladas asociadas a los

modelos VAR estimados se presentan en los gráficos 3 y 4. El gráfico 3 muestra los resultados del Modelo 1, en el que se utiliza una clasificación económica del gasto (se distingue gasto corriente de inversión pública), mientras que el gráfico 4 hace lo propio para el Modelo 2, que parte de una clasificación funcional del gasto (distributivo *versus* no distributivo). Las funciones impulso-respuesta permiten obtener información sobre la reacción de una determinada variable ante una variación en otra variable. Dicha información permite calcular elasticidades a largo plazo del PIB y la desigualdad respecto a *shocks* (cambios inesperados) en las variables fiscales, entendiendo por largo plazo el horizonte temporal al final del cual se extinguen los efectos del *shock* (cuando las funciones impulso-respuesta convergen). En nuestro análisis asumimos que alcanza los 10 periodos a pesar de que varias funciones impulso-respuesta convergen en un menor plazo de tiempo. Las elasticidades a largo plazo del PIB y la desigualdad representan el porcentaje de variación de dichas variables ante un aumento del 1 por 100 en la variable fiscal considerada, una vez se han tenido en cuenta los efectos retroactivos dinámicos entre las diferentes variables del modelo, y se han acumulado los efectos producidos durante los siguientes diez años.

A pesar del tamaño relativamente pequeño de la serie temporal considerada, los resultados que se derivan de las funciones impulso-respuesta son muy estables entre las distintas especificaciones del modelo, y son, además, robustos respecto a la omisión de datos del principio o final del periodo considerado. En este sentido, cabe indicar que dichos tamaños muestrales son comunes en estudios similares

(véanse, por ejemplo, Kamps, 2005; Marcellino, 2006).

El cuadro n.º 1 presenta los resultados empíricos sintetizados mediante el cálculo de elasticidades acumuladas. Las elasticidades de los Modelos 1 y 2 son representativas de los efectos a largo plazo que se derivan de las funciones impulso-respuesta presentadas, respectivamente, en los gráficos 3 y 4 (14), y miden los efectos acumulados sobre el PIB y el índice Gini como consecuencia de un *shock* en la variable fiscal. Tal y como se hace habitualmente en la literatura, se muestran los efectos a partir del momento en que se produce el *shock* y se incluye un asterisco cuando dicha respuesta acumulada es estadísticamente significativa al final del periodo analizado.

Los resultados obtenidos son claros en dos aspectos fundamentales. Primero, la política fiscal tiene efectos redistributivos claros y constituye, por tanto, un instrumento poderoso para combatir la desigualdad de la renta. Segundo, el mecanismo transmisor de dicho efecto redistributivo es el gasto público, ya sea corriente o distributivo (cuando se atiende a una clasificación funcional). Esta lectura coincide con la de Wolff y Zacharias (2007), Agnello y Sousa (2013) y Bastagli *et al.* (2012), quienes enfatizan que el hecho de que la política fiscal reduzca la desigualdad de la renta de manera considerable se debe más al impacto vía gasto público que al impacto vía impuestos.

Respecto al detalle de los resultados, conviene clarificar la interpretación de los valores del cuadro n.º 1. Se trata de elasticidades indicativas de los efectos acumulados, en términos porcentuales sobre el PIB y la desigualdad, de un cambio en 2010 en la

variable fiscal de una magnitud equivalente al 1 por 100 de dicha variable. En términos monetarios, dicho *shock* tendrá una magnitud muy distinta si consideramos la variable gasto corriente (que representa el 41,8 por 100 del PIB en el último año de la muestra), o la variable gasto distributivo (29,6 por 100 del PIB en 2010). Dado que un aumento del 1 por 100 en el gasto corriente implica un volumen de recursos muy superior a un cambio en cualquiera de las otras variables fiscales, resulta lógico que las elasticidades obtenidas con respecto a dicha variable sean claramente superiores al resto. En concreto, la elasticidad de $-2,22$ indica que un *shock* en la variable gasto corriente del 1 por 100 (es decir un incremento en dicha partida equivalente a 0,42 puntos del PIB), reduce la desigualdad en un 2,22 por 100 en el largo plazo. Teniendo en cuenta que el índice de Gini tomaba un valor de 32,7 en 2010, este caería en 0,7 puntos (siempre en el largo plazo) pasando a ser de 32,0.

Por su parte, la elasticidad acumulada del PIB respecto al gasto corriente es de $-0,59$, aunque, tal y como muestra el gráfico 3A, dicho efecto no se estima con precisión. En particular, aunque los errores estándar correspondientes a la banda superior incluyen el cero e impiden tratar este efecto como significativo de acuerdo con el criterio de Sims y Zha (1999), también es cierto que ampliando mínimamente el valor crítico al cual se evalúan las funciones impulso-respuesta podríamos considerar dicho efecto como significativo. Es más, si en lugar de escoger un horizonte temporal de 10 periodos, hubiéramos fijado un escenario algo inferior, hubiéramos concluido que el impacto del gasto corriente sobre la producción es significativo.

GRÁFICO 3
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADAS E INTERVALOS DE CONFIANZA ANTE SHOCKS FISCALES (15)
Modelo 1 (Clasificación económica del gasto)

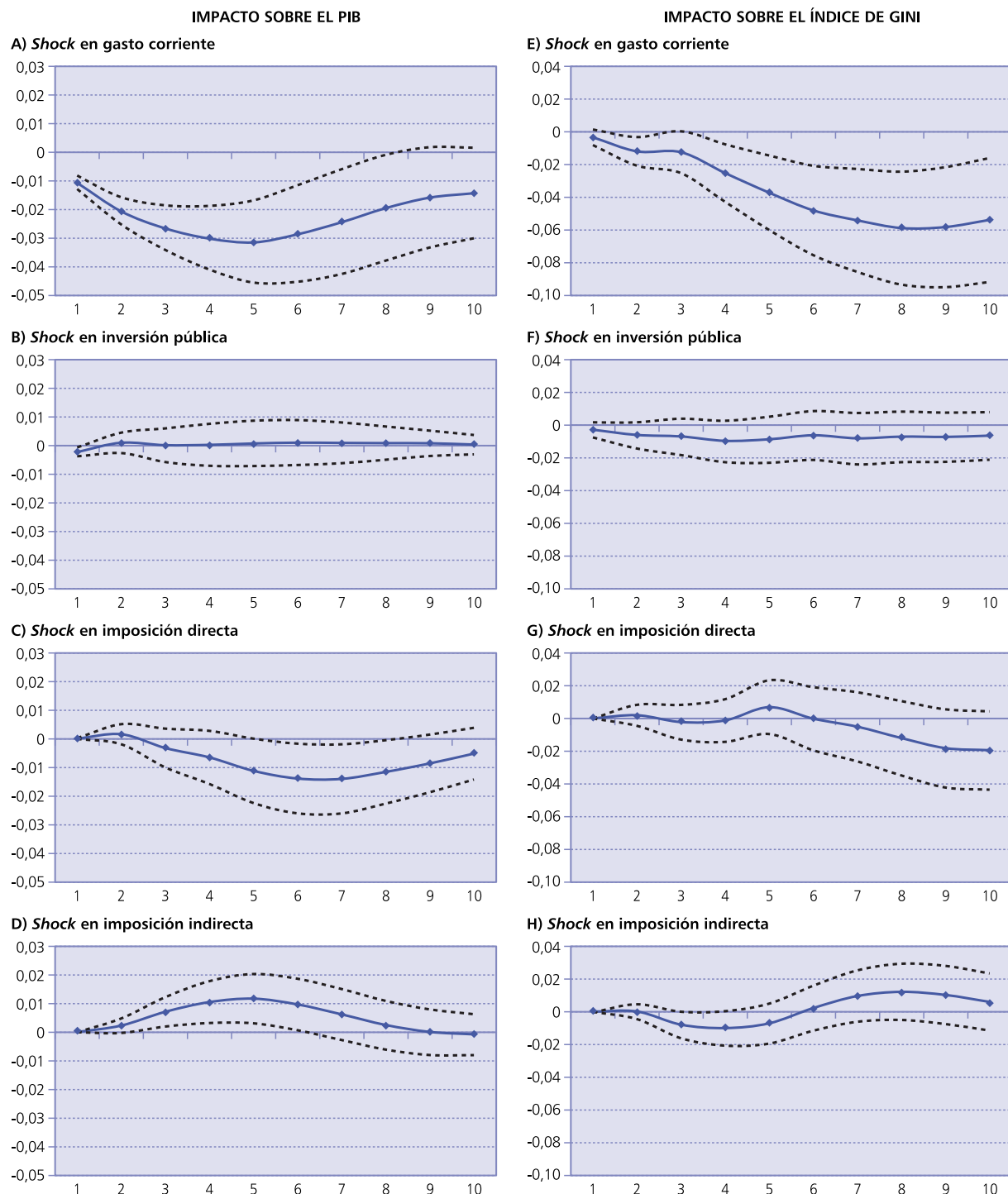
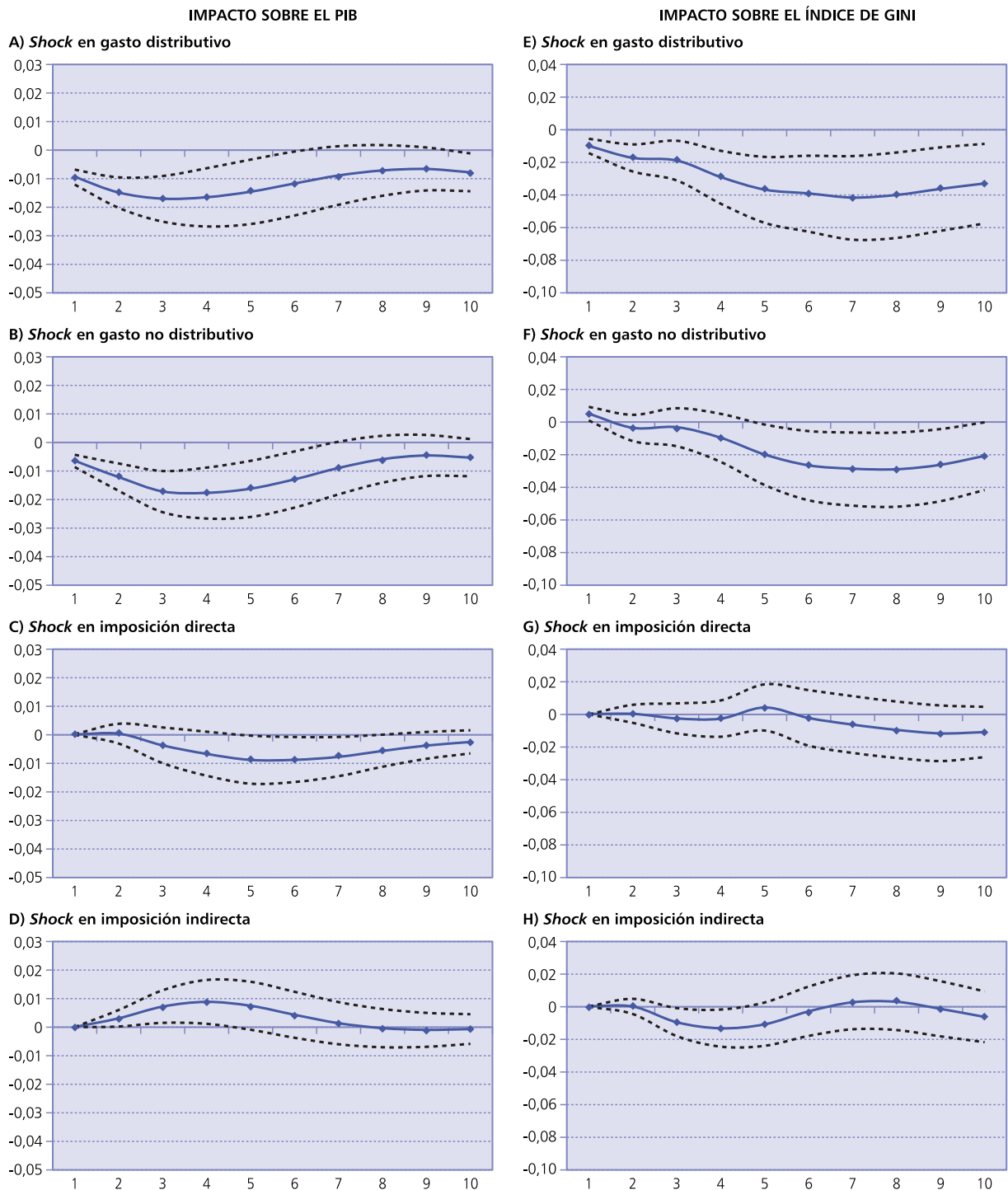


GRÁFICO 4
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADAS E INTERVALOS DE CONFIANZA ANTE SHOCKS FISCALES
Modelo 2 (Clasificación funcional del gasto)



Según apunta Myles (2009), el impacto negativo del gasto corriente sobre el PIB —también obtenido por Barro (1990 y 2008) y Castelló-Climent (2010), aunque en ambos casos utilizando datos de panel para un grupo de países—, puede tener distintas interpretaciones. En primer lugar, es posible que una parte del gasto público corriente no repercuta directamente sobre la actividad productiva, ya que incluye partidas vinculadas al consumo público. En segundo lugar, también es posible que el gasto público actúe como *proxy* representativa del conjunto de intervenciones públicas no monetarias (legislación laboral, normas sanitarias y de seguridad, estándares de producto, etc.), en cuyo caso serían dichas intervenciones, y no el nivel de gasto corriente, las responsables de provocar una reducción en el crecimiento económico. Finalmente, las condiciones bajo las que el sector público obtiene financiación pueden afectar la capacidad de estímulo del gasto público, en particular si repercute en un mayor pago de intereses.

Si otorgamos significatividad al resultado anterior, se advierte

la existencia de un cierto *trade-off* en términos de crecimiento y equidad ante cambios en el gasto corriente. La asimetría de este *trade-off* favorece la implementación de políticas de gasto corriente expansivas cuando el objetivo es la reducción de la desigualdad y puede asumirse un cierto coste (notablemente más reducido e incierto) en términos de crecimiento económico. Por el contrario, cuando se evalúan los efectos de una mayor inversión pública (gráficos 3B y 3F), no se advierten efectos significativos en ninguna de estas dimensiones.

La conclusión anterior queda refrendada a partir de la estimación del modelo con gasto distributivo y no distributivo, ya que el *shock* sobre el primero de estos componentes proporciona una elasticidad negativa y significativa tanto de la desigualdad ($-0,85$) como de la producción ($-0,20$). Confirmamos, por lo tanto, la existencia de un *trade-off* significativo en el que nuevamente se verifica una mayor sensibilidad de la desigualdad que del crecimiento ante aumentos del gasto.

Otro elemento destacable es que el *shock* sobre el gasto no distributivo replica este *trade-off* a una escala inferior (con elasticidades que son, respectivamente, de $-0,45$ y $-0,20$), aunque sin precisión en la estimación: las respectivas funciones impulso-respuesta engloban el valor cero por un muy estrecho margen (gráficos 4B y 4F) y no son del todo concluyentes en cuanto a la significatividad del impacto (como en el caso anterior, niveles de significatividad algo más amplios o una evaluación temporal distinta permitirían otorgar significatividad a los efectos de estos *shocks*). A pesar de ello, y dado que la evaluación de estos impactos se ha realizado en el marco del mismo modelo estimado, sí podemos concluir que un aumento del gasto distributivo es más eficaz en términos de reducción de la desigualdad que un incremento de las partidas no redistributivas, aunque acarrea un coste superior en términos de crecimiento económico.

En relación con la evaluación de *shocks* impositivos, los resultados, tal y como hemos anticipado anteriormente, indican que las consecuencias de cambios en los ingresos fiscales son notablemente menos nítidas que las derivadas de *shocks* por la vía del gasto. En este contexto, el ámbito de la imposición directa es más relevante, ya que los *shocks* en esta variable son prácticamente significativos en términos de reducción de la desigualdad (gráficos 3G y 4G), con elasticidades que oscilan entre $-0,61$ (cuando el modelo estimado distingue entre gasto corriente e inversión pública) y $-0,38$ (cuando el modelo estimado distingue entre gasto distributivo y no distributivo). Esta cuasi significatividad podría estar reflejando la estructura relativamente plana de impuestos

CUADRO N.º 1

EFECTOS ACUMULADOS DERIVADOS DE UN *SHOCK* EN LAS VARIABLES FISCALES

	PIB	Gini
Modelo 1: Clasificación económica del gasto		
Gasto corriente	-0,59	-2,22*
Inversión pública	0,01	-0,08
Impuestos directos	-0,16	-0,61
Impuestos indirectos	-0,03	0,20
Modelo 2: Clasificación funcional del gasto		
Gasto distributivo	-0,20*	-0,85*
Gasto no distributivo	-0,12	-0,45
Impuestos directos	-0,09	-0,38
Impuestos indirectos	-0,02	-0,20

Nota: (*) Indica significatividad estadística (el cero no está dentro de las bandas de un error estándar en el último período evaluado).

prácticamente proporcionales como son las contribuciones a la Seguridad Social, que además constituyen un porcentaje mayoritario del total de impuestos directos. En este sentido, Lambert (2001) muestra que una estructura de impuestos directos muy progresiva (ya sea a partir de la base impositiva, o de los tipos medios y marginales) proporcionaría efectos redistributivos muy superiores que estructuras mucho más planas como las que se derivan de la inclusión de las cotizaciones a la Seguridad Social.

Por otra parte, a pesar de que el impacto de la imposición directa sobre la actividad económica se estima también con escasa precisión, no queda lejos de ser aceptado como significativo (gráficos 3C y 4C). Dicho resultado se constata en las dos especificaciones del modelo, y permite concluir, nuevamente, que ante un virtual *trade-off* entre crecimiento y equidad, un aumento de la imposición directa genera mayores efectos en términos de desigualdad, si bien es cierto que estos son claramente inferiores a los obtenidos con respecto a un cambio en el gasto público (corriente y distributivo).

Finalmente, no se advierte efecto significativo alguno de parte de la imposición indirecta, ni en términos de crecimiento económico (gráficos 3D y 4D), ni en términos de desigualdad (gráficos 3H y 4H). Este resultado podría reflejar el hecho de que la variable que recoge los impuestos indirectos considera agregadamente la recaudación de todos los impuestos sobre bienes y servicios sin discriminar entre tipos de bienes gravados. Por ejemplo, si son impuestos sobre bienes intermedios o de consumo, bienes nacionales o importados, o si son impuestos sobre bienes de prime-

ra necesidad o bienes de lujo (véase Hindriks y Myles, 2006).

Para finalizar esta discusión, es importante señalar que en este trabajo no estamos evaluando medidas sistemáticas de políticas públicas, sino que estimamos los efectos de *shocks* representativos de determinadas políticas fiscales de gasto e impuestos que suponen, por definición, cambios inesperados. En este sentido, cabe destacar que nuestros resultados son consistentes con los obtenidos por otros estudios que utilizan la misma metodología. En particular, los efectos negativos a largo plazo del gasto público (que no sea en capital público) sobre la producción y la desigualdad parecen ser características comunes de España, Reino Unido y Suecia (véanse Ramos y Roca-Sagalés, 2008; Roca-Sagalés y Sala, 2011). Sin embargo, nuestros resultados en términos del impacto fiscal de los impuestos sobre la producción y la desigualdad difieren del caso de Suecia, mientras que coinciden con los obtenidos para la economía de Reino Unido. En particular, obtenemos elasticidades acumuladas con valores negativos muy parecidos a los de Reino Unido, especialmente los relativos a la imposición directa.

IV. CONCLUSIONES

A pesar de la atención creciente recibida en los últimos años, la magnitud y el signo de los efectos de la política fiscal sobre el crecimiento y la desigualdad sigue siendo una cuestión abierta. Este artículo contribuye a la escasa evidencia existente para España, en un momento especialmente trascendente a causa de las restricciones a la baja que hoy enfrentan nuestros responsables de política económica.

El principal resultado del artículo es que el gasto público corriente y el distributivo (también el no distributivo, pero en menor medida), así como la imposición directa, producen simultáneamente reducciones significativas de la desigualdad neta y del crecimiento del PIB. Este hallazgo es consistente con evidencia empírica previa que pone de manifiesto, por una parte, la existencia de efectos no keynesianos relacionados con el gasto público y los impuestos directos sobre el crecimiento (Barro, 1990 y 2008; Castelló-Climent, 2010) y, por otra parte, importantes efectos redistributivos de dichas políticas fiscales (Muinelogallo y Roca-Sagalés, 2011 y 2013). También apunta en la misma dirección que los resultados obtenidos por Wolff y Zacarías (2007) para Estados Unidos, o Afonso *et al.* (2010) para países de la OCDE, según los cuales el gasto (más que el ingreso) constituye el canal fundamental para reducir la desigualdad.

La disyuntiva que supone el *trade-off* crecimiento-equidad requiere un diseño amplio de política fiscal, especialmente necesario en una coyuntura de consolidación fiscal (Mulas-Granados, 2005). En este contexto, y a tenor de los resultados obtenidos, los efectos de la reducción del gasto público en forma de mayor desigualdad podrían ser compensados, al menos parcialmente, mediante un incremento de los impuestos directos.

Una de las prioridades del gobierno en los próximos años será, indefectiblemente, la reducción del déficit público desde el 9,4 por 100 registrado en 2011 al 3 por 100 que marca el nuevo tratado fiscal (en vigor desde enero de 2013). La cuestión más importante en esta situación es, por una parte, dilucidar qué instrumentos son los más adecuados

para alcanzar dicha reducción al menor coste posible en términos de desigualdad y, por otra parte, diseñar medidas complementarias para evitar resultados macroeconómicos excesivamente sesgados hacia alguno de los dos ámbitos del *trade-off*, crecimiento o equidad.

La lectura que hacemos de los resultados obtenidos no está exenta de la debida cautela en un contexto empírico muy errático y susceptible de variación. En particular, el mal funcionamiento de los mercados de capital constituye un condicionante macroeconómico que encorseta el libre diseño de la política fiscal. No podemos obviar que el marco en el que va a desarrollarse la política fiscal de los próximos años está ligado a la incertidumbre todavía existente en los mercados financieros, a la sazón catalizadores de la crisis actual.

Desde un punto de vista teórico, ha habido avances significativos en el conocimiento de los mecanismos que vinculan, a través de caídas en los precios de los activos y las quiebras resultantes, el desarrollo de las crisis financieras con recesiones profundas. Por el contrario, desde un punto de vista empírico existe todavía un gran desconocimiento sobre las consecuencias concretas de tales crisis, por ejemplo en el campo de la desigualdad. Así, mientras que Agnello y Sousa (2011) muestran que las crisis bancarias aumentan significativamente la desigualdad, Atkinson y Morelli (2011) no obtienen resultados concluyentes en este aspecto. Parece claro, en cualquier caso, que en la medida en que las crisis financieras pueden generar recesiones profundas, exigen también respuestas políticas de gran impacto, como sería la asunción, no descartable, de un rescate por parte de la Troika. Sin

lugar a dudas, ello afectaría notablemente las posibilidades de crecimiento de nuestra economía, así como la evolución de la desigualdad. Lamentablemente, la incertidumbre que rodea la actividad de los mercados financieros encorsetará las decisiones de política fiscal desde la vertiente de la financiación del gasto público, en particular por la vía del coste de la misma, y añadirá restricciones adicionales a cualquier política de gasto que quiera implementarse.

NOTAS

(1) Estudios relevantes en este sentido son los de AGHION *et al.* (1999), HORNSTEIN *et al.* (2005) y BERTOLA (2006), junto con las contribuciones empíricas de BANERJEE y DUFLO (2003), VOITCHOVSKY (2005) y CASTELLÓ-CLIMENT (2010).

(2) Ver BASTAGLI *et al.* (2012) y los trabajos comprendidos en el monográfico de la OCDE (2012), «*Less Income Inequality and more growth – Are they compatible?*».

(3) En MYLES (2009) se puede encontrar un extenso *survey* de dichas contribuciones empíricas.

(4) Para un *survey* de dichos estudios empíricos véase ATKINSON y BRANDOLINI (2006).

(5) Esta diferencia de peso entre los gastos y los ingresos públicos sobre el PIB se explica obviamente por el déficit público.

(6) El concepto de desigualdad no es unívoco y su medición no carece de dificultades empíricas. En este contexto, el índice de Gini es uno de los coeficientes más utilizados para medir la desigualdad en la distribución de la renta (o en la distribución salarial). El coeficiente de Gini (también ratio de Gini, o de renta relativa) se calcula a partir de datos sobre la renta de los individuos (x) como una «diferencia media relativa», es decir, como la media de la diferencia entre cada posible par de individuos dividida por el tamaño medio de la renta (μ),

$$Gini = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2n^2\mu}$$

Toma valores entre 0 y 1, siendo el cero indicativo de ausencia de desigualdad.

(7) Algunos indicadores disponibles permiten anticipar que el índice de Gini para 2011 y 2012 reflejará, muy probablemente, este deterioro (véase la Encuesta de Condiciones de Vida 2011 y el avance 2012).

(8) Cabe recordar que, de acuerdo con una clasificación funcional del gasto, el com-

ponente redistributivo reúne las partidas de gasto centradas en educación, sanidad, vivienda pública y prestaciones sociales (ver cuadro 1 en el apéndice 1). Dicho componente supone prácticamente dos tercios del gasto público total (menos en expansión, más en recesión).

(9) La distinción entre gasto distributivo y no distributivo es la misma que la utilizada por HINDRIK y MYLES (2006) y MARTÍNEZ VÁZQUEZ *et al.* (2012), entre otros.

(10) La distinta naturaleza de las clasificaciones económica y funcional del gasto impide una comparación directa de las distintas partidas y la identificación detallada de sus diferencias. El gasto corriente puede subdividirse en consumo final (integrado por consumos intermedios, remuneración de asalariados, y transferencias sociales en especie), pagos por intereses, prestaciones sociales distintas a las transferencias en especie, subvenciones y otros gastos. Para el caso del gasto distributivo, véase nota 8 y cuadro 1 en el apéndice 1.

(11) La existencia de estos cambios estructurales está incorporada en los test de raíces unitarias presentados anteriormente, así como en todas las estimaciones cuyos resultados presentamos.

(12) Véase, por ejemplo, CASTRO (2006 y 2003), KAMPS (2005) y YUAN y LI (2000).

(13) Sin duda, también sería razonable suponer que los impuestos (directos) afectan contemporáneamente sobre la desigualdad. Sin embargo, es importante subrayar qué ordenamientos alternativos relativos a estas variables no tienen una influencia importante en nuestros resultados.

(14) Es importante tener en cuenta que los valores que aparecen en el cuadro n.º 1 no se obtienen únicamente de los datos de los gráficos 3 y 4, sino que al tratarse de elasticidades dichos valores muestran los efectos acumulados en el PIB e índice Gini respecto a un *shock* de una desviación estándar en las distintas variables fiscales, y dichas respuestas son normalizadas precisamente por el tamaño del *shock* inicial en la variable fiscal.

(15) Las bandas de error (líneas discontinuas en los respectivos gráficos) muestran la significatividad estadística de los resultados calculada, como comúnmente se hace en este tipo de trabajos, de acuerdo con SIMS y ZHA (1999). En particular, se consideran bandas de un error estándar (SE) correspondientes a intervalos de confianza del 68 por 100, y se toman como estadísticamente significativos aquellos impactos acumulados cuyas bandas de error no incluyen el cero.

(16) DAVIDSON y MCKINNON (1993: 684-686) y HAMILTON (1994: 257-259) proporcionan una clara y breve explicación de los modelos de vectores autorregresivos.

BIBLIOGRAFÍA

AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L., y TANZI, V. (2010), «Income distribution and public spen-

<p>ding: an efficiency assessment», <i>Journal of Economic Inequality</i>, 8: 367-389.</p> <p>AGHION, P.; CAROLI, E., y GARCÍA-PEÑALOSA, C. (1999), «Inequality and Growth in the New Growth Theories», <i>Journal of Economic Literature</i>, 37: 1615-1669.</p> <p>AGNELLO, L., y SOUSA, R.M. (2011), «How do banking crises impact on income inequality?», <i>Applied Economics Letters</i>, 19(5): 1425-1429.</p> <p>— (2013), «How does Fiscal consolidation Impact on Income Inequality?», <i>Review of Income and Wealth</i> (próxima publicación).</p> <p>ATKINSON, A., y BRANDOLINI, A. (2006), «The panel-of-countries approach to explaining income inequality: an interdisciplinary research agenda», en S. MORGAN, D. GRUSKY, y G. FIELDS (eds.), <i>Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics</i>, Stanford University Press, Stanford, pp. 440-448.</p> <p>ATKINSON, A., y MORELLI, S. (2011), «Inequality and banking crises», Human Development Research Paper 2011/06.</p> <p>AVRAM, S.; LEVY, H.; PAULUS, A., y H. SUTHERLAND (2012), «Income Redistribution in the European Union», Paper Prepared for the 32nd General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth.</p> <p>BANERJEE, A., y DUFLO, E. (2003), «Inequality and Growth: What Can the Data Say?», <i>Journal of Economic Growth</i>, 8(3): 267-299.</p> <p>BARRO, R.J. (1990), «Government spending in a simple model of endogenous growth», <i>Journal of Political Economy</i>, 98(1): 103-117.</p> <p>— (2008), «Inequality and Growth Revisited», Working Paper Series on Regional Economic Integration 11, Asian Development Bank.</p> <p>BASTAGLI, F.; COADY, D., y GUPTA, S. (2012), «Income inequality and fiscal policy», IMF staff discussion note, SDN/12/08, Fondo Monetario Internacional.</p> <p>BÉNABOU, R. (1996), «Inequality and growth», NBER Chapters, en <i>NBER Macroeconomics Annual 1996</i>, Vol. 11, National Bureau of Economic Research, Inc., pp. 11-92.</p> <p>— (2000), «Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract», <i>American Economic Review</i>, 90: 96-129.</p> <p>— (2002), «Tax and education policy in a heterogeneous agent economy: what levels of redistribution maximize growth and efficiency?», <i>Econometrica</i>, 70: 481-517.</p> <p>BERNANKE, B., y MIHOV, I. (1998), «Measuring Monetary Policy», <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 113: 315-334.</p> <p>BERTOLA, G.; FOELLMI, R., y ZWEIMÜLLER, J. (2006), «Income Distribution in Macroeconomic Models», Princeton University Press.</p>	<p>BLANCHARD, O., y PEROTTI, R. (2002), «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending & Taxes on Output», <i>Quarterly Journal of Economics</i>, 117: 1329-1368.</p> <p>CASTELLÓ-CLIMENT, A. (2010), «Inequality and growth in advanced economies: an empirical investigation», <i>Journal of Economic Inequality</i>, 8: 293-321.</p> <p>CASTRO, F. DE (2003), «Non-Keynesian Effects of Public Expenditure in Spain», <i>Applied Economics Letters</i>, 10: 651-655.</p> <p>— (2006), «The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain», <i>Applied Economics</i>, 38: 913-924.</p> <p>DAVIDSON, R., y MACKINNON, J.G. (1993), <i>Estimation and inference in econometrics</i>, Oxford University Press, Nueva York.</p> <p>DEJONG, D.N.; NANKERVIS, J.C., y SAVIN, N.E. (1992), «Integration Versus Trend Stationarity in Time Series», <i>Econometrica</i>, 60: 423-433.</p> <p>ELLIOTT G.; ROTHENBERG, T.J., y STOCK, J.H. (1996), «Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root», <i>Econometrica</i>, 64: 813-836.</p> <p>HAMILTON, J.D. (1994), <i>Time Series Analysis</i>, Princeton University Press.</p> <p>HINDRIKS, J., y MYLES, G. (2006), <i>Intermediate Public Economics</i>, The MIT Press, Cambridge, Mass.</p> <p>HORNSTEIN, A.; KRUSSEL, P., y VIOLANTE, G. (2005), «The Effects of Technical Change on Labor Market Inequalities», <i>Handbook of Economic Growth</i>, Vol. 1, Parte 2: 1275-1370.</p> <p>IMMERVOLL, H., y RICHARDSON, L. (2011), «Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades?», OECD Social, Employment and Migration, Working Papers número 122, OECD.</p> <p>KAMPS, C. (2005), «The Dynamic Effects of Public Capital: VAR Evidence for 22 OECD Countries», <i>International Tax and Public Finance</i>, 12: 533-558.</p> <p>KUZNETS, S. (1955), «Economic growth and income inequality», <i>American Economic Review</i>, XLV(1): 1-28.</p> <p>LAMBERT, P.J. (2001), <i>The Distribution and Redistribution of Income</i> (3.ª ed.), Manchester University Press, Manchester.</p> <p>MADDALA, G., y KIM, I. (1998), <i>Unit roots, Cointegration and Structural Change</i>, Cambridge University Press, Cambridge.</p> <p>MARCELLINO, M. (2006), «Some Stylized Facts on Non-systematic Fiscal Policy in the Euro Area», <i>Journal of Macroeconomics</i>, 28: 461-479.</p>	<p>MARTÍNEZ-VÁZQUEZ, J.; VULOVIC, V., y MORENO-DODSON, B. (2012), «The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a Large Panel of Countries», <i>Hacienda Pública Española</i>, 200(1/2012): 95-130.</p> <p>MUINELLO-GALLO, L., y ROCA-SAGALÉS, O. (2011), «Economic Growth and Inequality: The Role of Fiscal Policies», <i>Australian Economic Papers</i>, 50(2-3): 74-97.</p> <p>— (2013), «Joint Determinants of Fiscal Policy, Income Inequality and Economic Growth», <i>Economic Modelling</i>, 30 (1): 814-824.</p> <p>MULAS-GRANADOS, C. (2005), «Fiscal adjustments and the short-term trade-off between economic growth and equality», <i>Hacienda Pública Española</i>, 172(1): 61-92.</p> <p>MUSGRAVE, R.A. (1959), <i>The theory of public finance: A study in public economy</i>, McGraw-Hill, Nueva York.</p> <p>MYLES, G. (2009), «Economic Growth and the Role of Taxation: Aggregate Data», OECD-Economics Department, Working Paper n.º 714.</p> <p>NG, S., y PERRON, P. (2001), «Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power», <i>Econometrica</i>, 69: 1519-1554.</p> <p>OCDE (2012) «Less Income Inequality and more growth – Are they compatible?», OECD, París.</p> <p>PAULUS, A.; ČOK, M.; FIGARI, F.; HEGEDŰS, P.; KUMP, N.; LELKES, O.; LEVY, H.; LIETZ, C.; LŰPSIK, S.; MANTOVANI, D.; MORAWSKI, L.; SUTHERLAND, H.; SZIVOS, P., y VÖRK, A. (2009), «The effects of taxes and benefits on income distribution in the enlarged EU», en O. LELKES y H. SUTHERLAND (eds.), <i>Tax and Benefit Policies in the Enlarged Europe: Assessing the Impact with Microsimulation Models</i>, Ashgate.</p> <p>PEROTTI, R. (2005), «Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries», Discussion Paper n.º 4842, CEPR.</p> <p>PHILLIPS, P.C.B., y XIAO, Z. (1998), «A Primer on Unit Roots Testing», <i>Journal of Economic Surveys</i>, 12: 423-469.</p> <p>RAMOS, X., y ROCA-SAGALÉS, O. (2008), «Long-Term Effects of Fiscal Policy on the Size and Distribution of the Pie in the UK», <i>Fiscal Studies</i>, 29(3): 387-411.</p> <p>ROCA-SAGALÉS, O., y SALA, H. (2011), «Government Expenditures and the Growth-Inequality Trade-Off: The Swedish Case», <i>Journal of Income Distribution</i>, 20(2): 38-54.</p> <p>SESHADRI, A., y YUKI, K. (2004), «Equity and Efficiency Effects of Distributive Policies», <i>Journal of Monetary Economics</i>, 57(1): 1415-1447.</p>
---	--	--

<p>SIMS, C.A. (1980), «Macroeconomics and reality», <i>Econometrica</i>, 48: 1-48.</p> <p>SIMS, C., y ZHA, T. (1999), «Error Bands for Impulse Responses», <i>Econometrica</i>, 67(5): 1113-1155.</p> <p>SOLT, F. (2009), «Standardizing the World Income Inequality Database», <i>Social Science Quarterly</i>, 90(2): 231-242.</p>	<p>VOITCHOVSKY, S. (2005), «Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?: Distinguishing Between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution», <i>Journal of Economic Growth</i>, 10: 273-296.</p> <p>WOLFF, E.N., y ZACHARIAS, A. (2007), «The distributional consequences of government</p>	<p>spending and taxation in the U.S., 1989 and 2000», <i>Review of Income and Wealth</i>, 53(4): 692-715.</p> <p>YUAN, M., y LI, W. (2000), «Dynamic employment and hours effects of government spending shocks», <i>Journal of Economics, Dynamics and Control</i>, 24: 1233-1263.</p>
--	--	---

APÉNDICE 1

CLASIFICACIÓN FUNCIONAL DE LAS VARIABLES FISCALES

CUADRO N.º 1

CLASIFICACIÓN DE GASTOS E IMPUESTOS

<i>Clasificación Impuestos y Gastos</i>	<i>Clasificación de Government Finance Statistics</i>
<i>Impuestos</i>	
Impuestos directos	— Impuesto sobre la renta y sociedades — Contribuciones a la Seguridad Social — Impuestos sobre la propiedad
Impuestos indirectos	— Impuestos generales sobre el consumo — Impuestos sobre las importaciones
<i>Gastos – Clasificación funcional</i>	
Gasto distributivo	— Pensiones y Seguridad Social — Sanidad — Vivienda y servicios colectivos — Educación
Gasto no distributivo	— Servicios generales — Defensa — Orden público y seguridad ciudadana — Servicios económicos

Fuente: Clasificación basada en el manual GFS-2001 correspondiente al «general government».

APÉNDICE 2

NOTA SOBRE LA METODOLOGÍA VAR Y LAS FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ASOCIADAS

Un modelo de vectores autorregresivos (VAR) es un sistema en el que cada variable se estima a partir de una constante, de sus valores pasados y de los valores pasados de cada una de las otras variables incluidas en el modelo (16). El modelo VAR definido y utilizado en este trabajo es un modelo multivariante que, en su versión más simplificada (sin desagregar gasto e impuestos) comprende variables de gasto público, PIB, desigualdad e impuestos. Se trata de un sistema de cuatro ecuaciones simultáneas en las que cada regresión tiene las mismas variables explicativas y distinta variable dependiente.

Una de las principales ventajas de los modelos VAR es su facilidad de estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La utilización de modelos VAR ha sido defendida especialmente como una manera de estimar relaciones dinámicas entre un conjunto de variables endógenas sin necesidad de imponer fuertes restricciones a priori (Sims, 1980). En este sentido, la utilización de los modelos VAR permite que el investigador no tenga que decidir qué variables son endógenas y cuáles exógenas. Además, los problemas asociados a la estimación de modelos de ecuaciones simultáneas se evitan, ya que los VAR no incluyen valores actuales de las variables entre los regresores.

Los residuos de cada una de las ecuaciones del modelo VAR se denominan «innovaciones». Están correlacionados entre ellos, pero no lo están con los valores pasados de las variables endógenas y/o exógenas del modelo. Haciendo algunas operaciones algebraicas (Hamilton, 1994: 260-261) se pueden obtener las denominadas «funciones impulso-respuesta» asociadas al modelo VAR. Estas proporcionan un resumen del efecto que tiene sobre los valores actuales y futuros de cada una de las variables endógenas una desviación puramente transitoria de una ellas respecto a su valor inicial de equilibrio (normalmente el impulso o *shock* equivale a una desviación estándar). De este modo, las funciones impulso-respuesta permitirán obtener información sobre la reacción intertemporal de una variable determinada (por ejemplo el PIB) ante una variación en otra variable (por ejemplo un impulso en el gasto público que simule una determinada medida de política económica).