



UNIVERSIDAD DE MURCIA
FACULTAD DE ECONOMÍA Y EMPRESA

Efecto de la política monetaria en Europa

Eva Vivar García

Tutor: Máximo Cosme Camacho Alonso

Trabajo Fin de Grado en

Economía

Curso 2009-2013

Contenido

1. INTRODUCCIÓN.....	3
2. DESARROLLO DEL MODELO VAR	6
2.1 Modelo VAR	6
2.2 Estudio de la estacionariedad de los datos.....	7
2.3 Determinación del número de retardos.....	8
2.3.1 Contrastes secuenciales	8
2.3.2 Criterios de selección bayesianos	9
2.3.3 Criterio de selección basado en la capacidad predictiva	10
2.4 Estimación del modelo VAR y estudio de la estacionariedad del modelo	11
2.5 Estudio de la posible autocorrelación de los residuos	11
2.5.1 Funciones de autocorrelación de los residuos	12
2.5.2 Contrastes Breuch-Godfrey	12
2.6 Estudio de la “causalidad” de Granger de las variables del modelo	13
3 FUNCIONES DE RESPUESTA IMPULSO.	15
4. CONCLUSIONES.....	24
5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	25
6. SUMMARY	27
7. ANEXOS	33
7.1 Tablas	33
7.2 Gráficos	36

1. INTRODUCCIÓN

Desde hace seis años la zona euro se enfrenta a la mayor crisis financiera y económica de su historia. Tal y como se aprecia en el Gráfico 1 el PIB de la zona euro ha sufrido una doble recesión, periodos en los que el PIB mostraba cifras negativas. La primera de ellas tuvo lugar desde principios de 2008 a mediados de 2009, donde el PIB de la zona euro alcanzó uno de los niveles más bajos de su historia, llegando el primer trimestre de 2009 a contraerse el PIB de la zona euro un -2,8%. Si tomamos como referencia el primer trimestre del año 2008, el Gráfico 1 muestra una caída del PIB de un 5% con respecto al periodo de referencia.

Tras una leve recuperación, a finales de 2011 tuvo lugar la segunda recesión, donde el PIB de la zona euro se contraía en el cuarto trimestre de 2011 un -0,34%, recesión a la que actualmente se sigue enfrentando la economía europea. Basándonos en la información del Gráfico 1 podemos apreciar que la caída del PIB de la economía europea con respecto al primer trimestre de 2008, periodo de referencia, ha supuesto más de un 2%, y se espera que se prolongue aún más esta situación, de modo que es posible que el descenso del PIB sea aún mayor.

Ante esta situación los países miembros de la zona euro optaron por una política de austeridad, con la adopción de medidas de políticas fiscal a nivel nacional, tales como incremento de los impuestos, recortes en partidas de gasto público como la sanidad, educación o reformas del mercado de trabajo entre otras. Además, junto a estas políticas fiscales, la zona euro ha tomado medidas de política monetaria como la reducción de tipos de interés, cuya competencia reside en el Banco Central Europeo.

Hasta ahora, algunos expertos como Joseph Stiglitz y Paul Krugman,¹ premios nobel de economía en 2001 y 2008 respectivamente, han mantenido una posición crítica acerca de las medidas que el BCE ha adoptado para hacer frente a la crisis. A su juicio, las medidas de políticas monetaria adoptadas no han tenido como objetivo poner fin a esta crisis, sino más bien solventar con retraso las dificultades que se presentaban a raíz de ésta. Entre estas medidas, destacan las reducciones sistemáticas de los tipos de interés hasta situarlo en el 0,5% y los programas de apoyo reforzado al crédito con el

¹ Véase Stiglitz (2013) y Krugman (2013).

objetivo de inyectar liquidez en la economía tanto en 2008 como en 2011, en este último caso para hacer frente a la crisis de deuda soberana.

Frente esta situación, otros países que también se han enfrentan a la recesión económica como Estado Unidos o Japón han optado por medidas de política monetaria más agresivas. En el caso de Japón, su objetivo ha sido doblar la base monetaria a través de la compra de bonos a largo plazo del estado. En el caso de EEUU, la Reserva Federal adoptó medidas de incremento del balance para afrontar el déficit fiscal, o la reducción de los tipos de interés prácticamente a cero. Al igual que estos países se han empleado más a fondo en las medidas de política monetaria disponibles a su alcance, numerosas voces como la de los autores anteriores piden al BCE que adopte medidas más contundentes para poner fin a esta crisis que dura ya seis años.

Nuestro objetivo en este trabajo es medir el impacto sobre PIB de la zona euro del desarrollo de políticas monetarias más agresivas, ya bien sea través de cambios en los tipo de interés, o bien medidas de incremento de la cantidad de dinero en la actividad económica. Para ello nos basaremos en el modelo propuesto por Leeper, Sims y Zha (1996) para Estados Unidos, al que aplicaremos datos de la zona euro. El modelo desarrollado consiste en un VAR identificado con la restricción de Cholesky, siguiendo a los autores anteriores. Apoyándonos en este modelo, examinamos hasta qué punto las medidas de política monetaria más agresivas por parte del BCE son capaces de tener un impacto en el nivel de actividad económica para que finalmente permitan la recuperación de la zona euro.

Usando un modelo similar al de Leeper, Sims y Zha (1996) para las variables de la zona euro precios, PIB, tipos de interés y cantidad de dinero, obtenemos que aunque ambas medidas, el aumento de la cantidad de dinero y la reducción de tipos, tienen un impacto positivo en el nivel de actividad económica, sólo mediante el descenso del tipo de interés se consiguen mantener subidas significativas del PIB. En el caso de optar por un incremento de la cantidad de dinero, el efecto es temporal, ya que el PIB aumenta mucho menos, regresa a su valor inicial con relativa rapidez, y el aumento no es estadísticamente significativo. Además, en el caso de optar por un descenso del tipo de interés, la repercusión de esta medida sobre la inflación es positiva pero mínima, y además no es significativa. Eso hace dudar que una bajada de tipos haga peligrar los

objetivos de inflación. Una cuestión que dejamos abierta es si existiría más margen para el BCE de seguir bajando los tipos de interés ya que actualmente se encuentran en niveles históricamente bajos.

El resto del trabajo se desarrolla en los siguientes apartados. En la Sección 2 planteamos el modelo VAR, estudiamos la estacionariedad de los datos, determinamos el número de retardos de nuestro, comprobamos que el modelo estimado sea dinámicamente completo y analizamos la causalidad de Granger. En la Sección 3 analizamos las Funciones de Respuesta al Impulso. En la Sección 4 se describen las conclusiones y se proponen algunas vías de mejora.

2. DESARROLLO DEL MODELO VAR

2.1. Modelo VAR

Los modelos VAR fueron introducidos por Sims (1980) y desde entonces se han convertido en una herramienta fundamental en el análisis económico empírico.² Un modelo VAR es aquel en el que un conjunto de variables se hacen depender de su pasado y del pasado del resto de variables que conforman el modelo. En general, estos modelos no contienen exógenas puras, suelen estimarse en su forma reducida y su uso más extendido está en el campo de la predicción económica.

Supongamos que disponemos de un conjunto de M variables y_{1t}, \dots, y_{Mt} estacionarias. La forma reducida de un modelo VAR general, expresada de forma matricial es:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{Mt} \end{pmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} \delta_1 \\ \vdots \\ \delta_M \end{pmatrix}}_{\delta} + \underbrace{\begin{pmatrix} c^1_{11} & \cdots & c^1_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c^1_{M1} & \cdots & c^1_{MM} \end{pmatrix}}_{C_1} \underbrace{\begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ \vdots \\ y_{Mt-1} \end{pmatrix}}_{Y_{t-1}} + \cdots + \underbrace{\begin{pmatrix} c^p_{11} & \cdots & c^p_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c^p_{M1} & \cdots & c^p_{MM} \end{pmatrix}}_{C_p} \underbrace{\begin{pmatrix} y_{1t-p} \\ \vdots \\ y_{Mt-p} \end{pmatrix}}_{Y_{t-p}} + \underbrace{\begin{pmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Mt} \end{pmatrix}}_{U_t}, \quad (1)$$

donde se ha supuesto que las variables del VAR dependen de hasta p retardos. Si usamos la notación matricial, podemos expresar la forma reducida del modelo VAR como

$$Y_t = \delta + C_1 Y_{t-1} + \cdots + C_p Y_{t-p} + U_t . \quad (2)$$

Las perturbaciones del modelo son $U_t \sim iid(0, \Omega)$. Por tanto, se suponen temporalmente independientes y están idénticamente distribuidas, con una media cero y una matriz de varianzas y covarianzas Ω . La expresión de esta matriz de varianzas y es la siguiente:

² Una referencia básica para un análisis más detallado de los modelos VAR es Luetkepohl (2005 y 2007).

$$\Omega = \begin{pmatrix} w^2 I_T & w_{12} I_T & \cdots & w_{1M} I_T \\ w_{21} I_T & w^2_2 I_T & \cdots & w_{2M} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{1M} I_T & w_{2M} I_T & \cdots & w_{MM} I_T \end{pmatrix}. \quad (3)$$

2.2. Estudio de la estacionariedad de los datos

Como las variables del VAR se han supuesto estacionarias, un paso previo a la estimación del modelo es el análisis de la estacionariedad de los datos usados en el modelo. Siguiendo el análisis de Leeper, Sims y Zha (1996) para Estados Unidos, en este trabajo hemos usado los siguientes datos: los precios de la zona euro (medidos por HIPC), el PIB de la zona euro (17 composición fija), los tipos de interés (Euribor a 3 meses) y la cantidad de dinero (Agregado monetario M3). La frecuencia es trimestral para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1995 y el tercer trimestre de 2012.

Para estudiar la estacionariedad de las variables anteriores, realizaremos los contrastes de Dickey-Fuller ampliados (ADF)³. Aquellas variables que muestren raíz unitaria deben ser transformadas previamente tomando diferencias antes de poder utilizarlas en la construcción de nuestro modelo VAR, ya que si no podríamos obtener regresiones espurias.

Para determinar si nuestras variables presentan raíz unitaria hemos observado en primer lugar su comportamiento en nivel. En el caso de las variables precios, PIB y cantidad de dinero hemos apreciado un comportamiento tendencial, por ello hemos obtenido las series en logaritmos. Una vez aplicada la transformación hemos procedido a aplicar los contrastes ADF, obteniendo que las series anteriores presentan raíz unitaria. En el caso de la serie cantidad de dinero, su comportamiento se ve influenciado por la crisis acaecida a partir de 2007. Ante esta situación optamos por transformar de nuevo las series para conseguir que sean estacionarias, para ello obtenemos las tasas de crecimiento de las variables precios, PIB y cantidad de dinero, las cuales denotamos

³ Veáse Dickey, D. A. y Fuller, W. (1979 y 1981).

como p , x y m . Sobre las variables en tasas de crecimiento aplicamos nuevamente el contraste de ADF para contrastar si presenta raíz unitaria, obteniendo como resultado que nuestras series en tasas de crecimiento son estacionarias.

En el caso de la variable tipo de interés, al igual que con el resto de variables, hemos observado previamente su comportamiento en nivel para determinar si tiene o no raíz unitaria. Como esta serie no muestra tendencia exponencial, no será necesario transformar la variable en logaritmos, sin embargo si se aprecia una tendencia lineal creciente. Para facilitar el trabajo con esta serie eliminamos esa tendencia lineal, obteniendo una nueva serie que denominaremos $i2$. De igual modo observamos el comportamiento de la serie $i2$, y dado que no muestra un comportamiento exponencial no será necesario transformarla en logaritmos. Sobre esta nueva serie aplicamos el contraste ADF obteniendo como resultado que la serie $i2$ es estacionaria, por lo que no será necesario transformarla, podemos trabajar con la serie en nivel.

2.3. Determinación del número de retardos de nuestro modelo

En este apartado aplicaremos diferentes métodos para determinar el número de retardos p que debemos usar en nuestro modelo.

2.3.1. Contrastes secuenciales

A través de este método tratamos de contrastar secuencialmente la significatividad del último retardo de nuestro modelo. En este caso vamos a suponer un máximo de ocho retardos, de modo que el modelo a estimar es el siguiente:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} p_t \\ x_t \\ i2_t \\ m_t \end{pmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{pmatrix}}_{\delta} + \underbrace{\begin{pmatrix} c^1_{11} & c^1_{12} & c^1_{13} & c^1_{14} \\ c^1_{21} & c^1_{22} & c^1_{23} & c^1_{24} \\ c^1_{31} & c^1_{32} & c^1_{33} & c^1_{34} \\ c^1_{41} & c^1_{42} & c^1_{43} & c^1_{44} \end{pmatrix}}_{C_1} \underbrace{\begin{pmatrix} p_{t-1} \\ x_{t-1} \\ i2_{t-1} \\ m_{t-1} \end{pmatrix}}_{Y_{t-1}} + \dots + \underbrace{\begin{pmatrix} c^8_{11} & c^8_{12} & c^8_{13} & c^8_{14} \\ c^8_{21} & c^8_{22} & c^8_{23} & c^8_{24} \\ c^8_{31} & c^8_{32} & c^8_{33} & c^8_{34} \\ c^8_{41} & c^8_{42} & c^8_{43} & c^8_{44} \end{pmatrix}}_{C_8} \underbrace{\begin{pmatrix} p_{t-8} \\ x_{t-8} \\ i2_{t-8} \\ m_{t-8} \end{pmatrix}}_{Y_{t-8}} + \underbrace{\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix}}_{U_t} \quad (4)$$

Matricialmente, podemos expresar la ecuación (4) como

$$Y_t = \delta + C_1 Y_{t-1} + \dots + C_8 Y_{t-8} + U_t . \quad (5)$$

Por lo tanto, el contraste a realizar es:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: C_8 = 0 \\ H_A: C_8 \neq 0 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \longrightarrow \text{No es significativo} \\ \longrightarrow \text{Es significativo} \end{array}$$

Si llamamos al logaritmo de la función de verosimilitud del modelo con p retardos \ln_p , el estadístico del contraste es $2(\ln_8 - \ln_7) \sim \chi^2_{k_8 - k_7}$, donde k_p es el número de parámetros estimados en el modelo con p retardos. Para examinar el resultado de este contraste, podemos usar los datos presentados en la Tabla 1, donde podemos apreciar que $\ln_8 = -6,77$ y que $\ln_7 = -24,73$. Por tanto, el estadístico es $2(-6,77 - (-24,73)) = 17,10$. El valor del estadístico es inferior al del valor crítico $\chi^2_{k_8 - k_7} = \chi^2_{16}$ que al 5% muestra un valor de 26,3. Por tanto, no rechazamos la hipótesis nula de que el retardo número ocho no es significativo.

Así, debemos continuar contrastando la significatividad del retardo número siete de la misma forma. En base a los datos obtenidos en la Tabla 1, y teniendo en cuenta el procedimiento anterior podemos establecer que el retardo número siete tampoco es significativo. Si realizamos los contrastes sucesivamente hasta encontrar el último retardo significativo, vemos que en nuestro caso es el retardo número cinco. Por lo tanto, de acuerdo con este método el número de retardos que debe tener nuestro modelo VAR es cinco.

2.3.2. Criterios de selección bayesianos

En primer lugar, debemos aclarar que los criterios de selección bayesianos no son contrastes propiamente dichos, sino criterios que nos permiten determinar el número de retardos óptimo de nuestro modelo. Estos criterios se basan en la comparación de las varianzas (Ω) de los modelos que tienen diferente número de retardos, escogiendo aquel modelo con un criterio menor. Sin embargo no podemos comparar las varianzas sin más, pues aquellas que pertenecen a modelos con mayor número de retardos son más pequeñas, de modo que optaríamos siempre por el modelo con el mayor número de

retardos. Por ello estos criterios penalizan a las varianzas según el número de retardos del modelo al que pertenecen, siendo mayor la penalización cuantos más retardos posee el modelo.

Existen tres criterios, a escoger el menor resultado de cada uno, el criterio de Akaike (AIC), el de Schwartz (BIC) y el de Hannan-Quin (HQ). En nuestro caso, si llamamos T al número de observaciones, M al número de variables y p al número de retardos, así pues, los criterios empleados son los siguientes:

$$\text{AIC (p)} = \log|\Omega| + \frac{2}{T} * pM^2 , \quad (6)$$

$$\text{BIC (p)} = \log|\Omega| + \frac{2(\log(\log T))}{T} * pM^2 , \quad (7)$$

$$\text{HQ (p)} = \log|\Omega| + \frac{\log(T)}{T} * pM^2 . \quad (8)$$

Tal y como se aprecia en la Tabla 1 podemos observar que el menor valor asociado al criterio AIC (p) es 4,26, en el caso del criterio BIC (p) el menor valor es 5,29 , mientras que para el criterio HQ (p) el menor valor asociado es 4,88. Por lo tanto los retardos necesarios son cinco si nos basamos en el criterio AIC (p), y uno si nos basamos en los criterios BIC (p) y HQ (p).

Teniendo en cuenta que el tamaño de nuestra muestra es grande, los criterios más fiables son el criterio BIC y el HQ, ya que la estimación del número de retardos se realiza de forma consistente, mientras que el criterio AIC tiende a sobreestimar el número de retardos necesarios. Por lo tanto teniendo en cuenta estos criterios nuestro modelo debería tener un solo retardo.

2.3.3. Criterio de selección basado en la capacidad predictiva

También toma como referencia las varianzas de los modelos, y al igual que los criterios de selección bayesianos penaliza a las varianzas según el número de retardos del modelo, siendo mayor la penalización cuanto es mayor es el número de retardos. Debemos escoger aquel modelo que tenga un menor valor. Por tanto, el criterio empleado sería el siguiente:

$$\text{FPE} = |\Omega| * \left(\frac{T + M + 1}{T - M - 1} \right)^M . \quad (9)$$

El menor valor asociado a este criterio es 0,0009, el cual se corresponde con cinco retardos.

2.4. Estimación del modelo VAR y estudio de la estacionariedad

Usando la información de los criterios bayesianos BIC y HQ, optaremos por estimar el modelo usando un solo retardo, cuyos resultados aparecen en la Tabla 2. El modelo VAR que vamos a estimar, con un solo retardo, es el siguiente:

$$\begin{pmatrix} p_t \\ x_t \\ i2_t \\ m_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c^1_{11} & c^1_{12} & c^1_{13} & c^1_{14} \\ c^1_{21} & c^1_{22} & c^1_{23} & c^1_{24} \\ c^1_{31} & c^1_{32} & c^1_{33} & c^1_{34} \\ c^1_{41} & c^1_{42} & c^1_{43} & c^1_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{t-1} \\ x_{t-1} \\ i2_{t-1} \\ m_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix} . \quad (10)$$

Una vez estimado el modelo representado en la ecuación (10) por MCO, el resultado obtenido es el siguiente:

$$\begin{pmatrix} \hat{p}_t \\ \hat{x}_t \\ \hat{i}2_t \\ \hat{m}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,14 \\ 0,65 \\ -0,60 \\ -0,72 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,91 & 0,31 & 0,05 & -0,01 \\ -0,29 & 0,45 & -0,12 & 0,02 \\ 0,16 & 0,52 & 0,98 & 0,01 \\ 0,45 & 0,70 & 0,08 & 0,92 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{p}_{t-1} \\ \hat{x}_{t-1} \\ \hat{i}2_{t-1} \\ \hat{m}_{t-1} \end{pmatrix} . \quad (11)$$

Para estudiar la estacionariedad del modelo VAR que hemos estimado en el apartado es necesario obtener la inversa de las raíces del polinomio, y estas deben ser menores que 1. Tal y como podemos apreciar en el Gráfico 2, todas las inversas de las raíces del polinomio se encuentra dentro de la circunferencia de radio 1, por lo tanto la inversa de las raíces es menor que uno. Nuestro modelo VAR es estacionario.

2.5. Estudio de la posible autocorrelación de los residuos

Uno de los supuestos del análisis de los modelos VAR es que los ruidos sean blancos para que los modelos sean dinámicamente completos. Vamos a examinar si nuestras perturbaciones son ruidos blancos, y por tanto no hay correlación entre su pasado ni el pasado del resto de perturbaciones. Matemáticamente, el supuesto se puede expresar como $E(U_t, U_{t-j}) = 0$, para todo j .

Sin embargo, no es posible observar esas perturbaciones, aunque si podemos obtener una aproximación que son los residuos del modelo. Es decir, estimando el modelo VAR por MCO podemos hallar los residuos que serían una estimación aproximada de nuestras perturbaciones: $\hat{U}_{1t}, \hat{U}_{1t-j}, \dots, \hat{U}_{4t}, \hat{U}_{4t-j}$. Teniendo en cuenta esto, podemos aplicar diferentes métodos para comprobar si existe autocorrelación entre los residuos de nuestro modelo VAR.

2.5.1. Funciones de autocorrelación de los residuos

Usando este criterio, lo que estudiaremos es comprobar si $\text{corr}(\hat{U}_t, \hat{U}_{t-j}) = 0$, si nuestros residuos son independientes temporalmente. Para ello obtenemos las funciones de autocorrelación entre los residuos de nuestro modelo, entre ellos y su pasado y el pasado de los demás residuos. Estas funciones, tal y como se aprecia en el Gráfico 3, están situadas entre unas bandas de confianza para la autocorrelación. Hemos escogido un máximo de doce retardos.

De acuerdo con el Gráfico 3 y centrándonos en las primeras autocorrelaciones podemos apreciar que todas se ubican dentro de las bandas de confianza. Además, hemos de tener en cuenta que estas bandas están calculadas para muestras infinitas y que en el caso de muestras más pequeñas no serían horizontales sino que irían aumentando conforme se incrementa los retardos. Por tanto, podemos concluir que las correlaciones no son significativas, es decir, que no existe autocorrelación entre los residuos del modelo, por lo tanto son independientes. Esto nos lleva a establecer que las perturbaciones del modelo son ruidos blancos.

2.5.2. Contraste de Breuch-Godfrey

La idea fundamental de este contraste es que no existirán problemas de autocorrelación cuando al regresar los residuos, en el presente, de nuestro modelo sobre sus retardos el impacto sobre el valor presente de los residuos sea cero. Para ello obtenemos la siguiente regresión auxiliar:⁴

$$\hat{U}_t = \delta_0 + C_1 Y_{t-1} + B_1 \hat{U}_{t-1} + \dots + B_h \hat{U}_{t-h} + \varepsilon_t . \quad (12)$$

Necesitamos estimar Ω , la matriz de varianzas y covarianzas de \hat{U}_t , y Σ , la matriz de varianzas y covarianzas de ε_t .

El contraste de que no hay correlación hasta h períodos se puede proponer como:

$$\left. \begin{array}{l} H_0: B_1 = \dots = B_h = 0 \\ H_A: \text{No } H_0 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \longrightarrow \text{ No autocorrelación} \\ \longrightarrow \text{ Sí autocorrelación} \end{array}$$

El estadístico del contraste es $LM = T (M - Tr(\hat{\Omega}, \hat{\Sigma}))$ y sigue bajo la hipótesis nula una χ^2_{M-h} . En nuestro caso, el número máximo de retardos h que hemos escogido ha sido 12.

Realizamos el contraste a un nivel de significatividad del 1%. En base a ello y teniendo en cuenta la información que nos aporta la Tabla 3, podemos apreciar que a excepción del retardo número uno y cuatro todos los demás presentan un p-valor superior al 1%. Por tanto no podemos rechazar la hipótesis nula, es decir, no hay autocorrelación entre los residuos del modelo, y por tanto las perturbaciones de nuestro modelo son ruidos blancos.

2.6. Estudio de la “causalidad” de Granger de las variables del modelo

A continuación realizamos el estudio de la “causalidad” de Granger de las cuatro variables que componen nuestro modelo. Para ello en primer lugar definimos en qué consiste la “causalidad” de Granger, la causalidad de Granger establece que una

⁴ Para evitar problemas de endogeneidad, la regresión auxiliar también incluye retardos de las variables dependientes.

variable causa a otra cuando los retardos de la primera sirven para predecir a la segunda. Usando el modelo VAR representado en la ecuación (10), llevamos a cabo el contraste necesario para determinar si hay o no “causalidad” de Granger.

De acuerdo con los datos que aparecen en la Tabla 4 podemos analizar si hay o no “causalidad” de Granger. En todos los casos, la hipótesis nula del contraste es que no exista causalidad y la alternativa que sí exista. En el primer lugar, podemos observar que las tasas de crecimiento del PIB (x), los tipos de interés (i_2), y las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (m), causan a la variable tasas de crecimiento de los precios (p) porque el p-valor del contraste es 0,005.

En segundo lugar, vemos en la tabla que las tasas de crecimiento de los precios (p), tipo de interés (i_2) y las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (m) causan a la variable x , es decir, si los retardos de la variable p , i_2 y m permiten predecir a la variable tasas de crecimiento del PIB. Esto es así porque el p-valor del contraste es 0,000, de modo que rechazamos la hipótesis nula.

En tercer lugar, el p-valor del contraste la de causalidad de las variables p , x y m sobre los tipos de interés es también 0,000, de modo que rechazamos la hipótesis nula de no causalidad.

Por último, las variables p , x e i_2 causan a la variable m , es decir, si los retardos de las variables tasas de crecimiento de los precios, tasas de crecimiento del PIB y tipo de interés permiten predecir a la variable tasas de crecimiento de la cantidad de dinero. Esto es así porque el p-valor del contraste también está por debajo de 0,05.

3. FUNCIONES DE RESPUESTA IMPULSO

El desarrollo del modelo VAR anterior nos permite la obtención de las Funciones de Respuesta Impulso. La obtención de las mismas es una de las razones por la cual se construyen este tipo de modelos, tal y como mantienen los autores Fernando C. Ballabriga, Luis J. Alvarez y Javier J. Morago⁵.

Las Funciones de Respuesta Impulso miden la respuesta de nuestras variables endógenas (p , x , $i2$ y m) ante shocks o impulso inesperado en uno de los ruidos estructurales (ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} y ε_{4t}), manteniendo el resto de ruidos estructurales constantes. Para llegar a las Funciones de Respuesta Impulso vamos a definir las diferentes formas de nuestro modelo VAR:

La forma estructural de nuestro modelo VAR expresa nuestras variables dependientes en función de sus valores retardos, en este caso hemos determinado que nuestro modelo sólo tenga un retardo:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \alpha^0_{11} & \alpha^0_{12} & \alpha^0_{13} & \alpha^0_{14} \\ \alpha^0_{21} & \alpha^0_{22} & \alpha^0_{23} & \alpha^0_{24} \\ \alpha^0_{31} & \alpha^0_{32} & \alpha^0_{33} & \alpha^0_{34} \\ \alpha^0_{41} & \alpha^0_{42} & \alpha^0_{43} & \alpha^0_{44} \end{pmatrix}}_{A_0} \underbrace{\begin{pmatrix} p_t \\ x_t \\ i2_t \\ m_t \end{pmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{pmatrix}}_{\delta} + \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha^1_{11} & \alpha^1_{12} & \alpha^1_{13} & \alpha^1_{14} \\ \alpha^1_{21} & \alpha^1_{22} & \alpha^1_{23} & \alpha^1_{24} \\ \alpha^1_{31} & \alpha^1_{32} & \alpha^1_{33} & \alpha^1_{34} \\ \alpha^1_{41} & \alpha^1_{42} & \alpha^1_{43} & \alpha^1_{44} \end{pmatrix}}_{A_1} \underbrace{\begin{pmatrix} p_{t-1} \\ x_{t-1} \\ i2_{t-1} \\ m_{t-1} \end{pmatrix}}_{Y_{t-1}} + \underbrace{\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}}_{\varepsilon_t}. \quad (13)$$

Además de la forma matricial, teniendo en cuenta la notación asignada, podemos expresar la forma estructural de nuestro modelo VAR de la siguiente forma $A_0 Y_t = \delta + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, donde sabemos que las perturbaciones del modelo $\varepsilon_t \sim iid(0, \Sigma)$, es decir, siguen una distribución independiente e idénticamente distribuida, con media cero una matriz de varianzas y covarianzas Σ .

Multiplicando cada miembro de la parte derecha de la ecuación (13) por la inversa de la matriz A_0 , obtenemos la forma reducida de nuestro modelo VAR:

⁵ Véase Fernando C. Ballabriga, Luis Julián Álvarez González y Javier Jareño Morago (1998)

$$Y_t = A_0^{-1} \delta + A_0^{-1} A_1 Y_{t-1} + A_0^{-1} \varepsilon_t, \quad (14)$$

donde $C_1 = A_0^{-1} A_1$, y $U_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$. Simplificando los términos, podemos expresar la forma reducida de nuestro modelo VAR de la siguiente forma:

$$Y_t = \delta + C_1 Y_{t-1} + U_t. \quad (15)$$

Además la perturbación de la ecuación (15) es $U_t \sim \text{iid}(0, \Omega)$, es decir, es independiente y está idénticamente distribuida, con media cero y una matriz de varianzas y covarianzas Ω .

Basándonos en la ecuación (15), podemos hallar la forma final de nuestro modelo VAR, que consiste en expresar las variables dependientes sólo en función de sus retardos y los ruidos. Para ello pasamos los retardos a la parte izquierda de la ecuación (15) obtenemos la siguiente ecuación:

$$(I - C_1 L) Y_t = \delta + U_t. \quad (16)$$

Despejando obtenemos la ecuación (17), siendo esta la forma final de nuestro modelo VAR:

$$Y_t = \mu + U_t + \psi_1 U_{t-1} + \psi_2 U_{t-2} + \dots \quad (17)$$

Una vez determinadas las diferentes formas de nuestro modelo VAR, debemos encontrar las Funciones de Respuesta Impulso. Las matrices ψ_j no son las Funciones de Respuesta Impulso, ya que no nos informa de cuáles son las respuestas de nuestras variables ante shocks en uno en uno de los ruidos estructurales (ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} y ε_{4t}), manteniendo el resto de ruidos estructurales constantes. En lugar de eso, ψ_j nos informan de las respuestas de nuestras variables (p, x, i2, m) ante shocks en la forma reducida, es decir, nos dice como cambia Y_t ante cambios en U_t no en ε_t .

Sabemos que la forma final de nuestro modelo es la ecuación (17), teniendo en cuenta que $U_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$, podemos sustituir en la ecuación (17) obteniendo:

$$Y_t = A_0^{-1}\varepsilon_t + \psi_1 A_0^{-1}\varepsilon_{t-1} + \psi_2 A_0^{-1}\varepsilon_{t-2} + \dots, \quad (18)$$

sabiendo que $R_j = \psi_j A_0^{-1}$, podemos sustituir en la ecuación (18)

$$Y_t = R_0\varepsilon_t + R_1\varepsilon_{t-1} + R_2\varepsilon_{t-2} + \dots. \quad (19)$$

Una vez obtenido lo anterior podemos establecer que $R_j = \psi_j A_0^{-1}$ son nuestras candidatas a Funciones de Respuesta Impulso, por tanto nos interesa conocer el valor de R_j para poder determinar cómo responden nuestras variables p, x i2 y m ante shocks en uno los ruidos estructurales, manteniéndose el resto de perturbaciones constantes.

Para ello debemos encontrar el valor de ψ_j y A_0^{-1} . El valor de ψ_j podemos hallarlos a partir de la estimaciones realizadas en el apartado 2 en la ecuación (11), es decir, de los valores de la matriz \hat{C}_1 . Sin embargo obtener el valor de A_0^{-1} es más complicado. Para obtener este valor partimos de $\hat{\Omega} = A_0^{-1}\Sigma(A_0^{-1})'$, además el modelo deber ser dinámicamente completo, es decir, debemos tener tantas incógnitas como ecuaciones tiene el modelo, ya que si no estamos ante un problema de identificación que debemos resolver imponiendo restricciones en el modelo.

En nuestro caso tenemos 16 incógnitas ya que:

$$A_0^{-1} = \begin{pmatrix} \alpha^0_{11} & \alpha^0_{12} & \alpha^0_{13} & \alpha^0_{14} \\ \alpha^0_{21} & \alpha^0_{22} & \alpha^0_{23} & \alpha^0_{24} \\ \alpha^0_{31} & \alpha^0_{32} & \alpha^0_{33} & \alpha^0_{34} \\ \alpha^0_{41} & \alpha^0_{42} & \alpha^0_{43} & \alpha^0_{44} \end{pmatrix}. \quad (20)$$

Sabemos que $\hat{\Omega} = A_0^{-1}\Sigma(A_0^{-1})'$, de aquí determinaremos el número de ecuaciones del modelo. Para ello impondremos una primera restricción $\Sigma = I$, es decir:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_4^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}. \quad (21)$$

De modo que $\hat{\Omega} = A_0^{-1}(A_0^{-1})'$, es decir:

$$\hat{\Omega} = \begin{pmatrix} \alpha^0_{11} & \alpha^0_{12} & \alpha^0_{13} & \alpha^0_{14} \\ \alpha^0_{21} & \alpha^0_{22} & \alpha^0_{23} & \alpha^0_{24} \\ \alpha^0_{31} & \alpha^0_{32} & \alpha^0_{33} & \alpha^0_{34} \\ \alpha^0_{41} & \alpha^0_{42} & \alpha^0_{43} & \alpha^0_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha^0_{11} & \alpha^0_{21} & \alpha^0_{31} & \alpha^0_{41} \\ \alpha^0_{12} & \alpha^0_{22} & \alpha^0_{32} & \alpha^0_{42} \\ \alpha^0_{13} & \alpha^0_{23} & \alpha^0_{33} & \alpha^0_{43} \\ \alpha^0_{14} & \alpha^0_{24} & \alpha^0_{34} & \alpha^0_{44} \end{pmatrix} =$$

$$\left[\begin{array}{ll} \alpha^{02}_{11} + \alpha^{02}_{12} + \alpha^{02}_{13}\alpha^{02}_{14} & \alpha^0_{11}\alpha^0_{21} + \alpha^0_{12}\alpha^0_{22} + \alpha^0_{13}\alpha^0_{23} + \alpha^0_{14}\alpha^0_{24} \\ \alpha^0_{21}\alpha^0_{11} + \alpha^0_{22}\alpha^0_{12} + \alpha^0_{23}\alpha^0_{13} + \alpha^0_{24}\alpha^0_{14} & \alpha^{02}_{21} + \alpha^{02}_{22} + \alpha^{02}_{23} + \alpha^{02}_{24} \\ \alpha^0_{31}\alpha^0_{11} + \alpha^0_{32}\alpha^0_{12} + \alpha^0_{33}\alpha^0_{13} + \alpha^0_{34}\alpha^0_{14} & \alpha^0_{31}\alpha^0_{21} + \alpha^0_{32}\alpha^0_{22} + \alpha^0_{33}\alpha^0_{23} + \alpha^0_{34}\alpha^0_{24} \\ \alpha^0_{41}\alpha^0_{11} + \alpha^0_{42}\alpha^0_{12} + \alpha^0_{43}\alpha^0_{13} + \alpha^0_{44}\alpha^0_{14} & \alpha^0_{41}\alpha^0_{21} + \alpha^0_{42}\alpha^0_{22} + \alpha^0_{43}\alpha^0_{23} + \alpha^0_{44}\alpha^0_{24} \end{array} \right]$$

$$\left[\begin{array}{ll} \alpha^0_{11}\alpha^0_{31} + \alpha^0_{12}\alpha^0_{32} + \alpha^0_{13}\alpha^0_{33} + \alpha^0_{14}\alpha^0_{34} & \alpha^0_{11}\alpha^0_{41} + \alpha^0_{12}\alpha^0_{42} + \alpha^0_{13}\alpha^0_{43} + \alpha^0_{14}\alpha^0_{44} \\ \alpha^0_{21}\alpha^0_{31} + \alpha^0_{22}\alpha^0_{32} + \alpha^0_{23}\alpha^0_{33} + \alpha^0_{24}\alpha^0_{34} & \alpha^{02}_{21}\alpha^0_{41} + \alpha^{02}_{22}\alpha^0_{42} + \alpha^{02}_{23}\alpha^0_{43} + \alpha^{02}_{24}\alpha^0_{44} \\ \alpha^{02}_{31} + \alpha^{02}_{32} + \alpha^{02}_{33} + \alpha^{02}_{34} & \alpha^0_{31}\alpha^0_{41} + \alpha^0_{32}\alpha^0_{42} + \alpha^0_{33}\alpha^0_{43} + \alpha^0_{34}\alpha^0_{44} \\ \alpha^0_{41}\alpha^0_{31} + \alpha^0_{42}\alpha^0_{32} + \alpha^0_{43}\alpha^0_{33} + \alpha^0_{44}\alpha^0_{34} & \alpha^{02}_{41} + \alpha^{02}_{42} + \alpha^{02}_{43} + \alpha^{02}_{44} \end{array} \right]$$

Este sistema de ecuaciones y de incógnitas nos da lugar a las siguientes ecuaciones:

- 1) $\alpha^{02}_{11} + \alpha^{02}_{12} + \alpha^{02}_{13} + \alpha^{02}_{14}$
- 2) $\alpha^0_{11}\alpha^0_{21} + \alpha^0_{12}\alpha^0_{22} + \alpha^0_{13}\alpha^0_{23} + \alpha^0_{14}\alpha^0_{24}$
- 3) $\alpha^0_{11}\alpha^0_{31} + \alpha^0_{12}\alpha^0_{32} + \alpha^0_{13}\alpha^0_{33} + \alpha^0_{14}\alpha^0_{34}$
- 4) $\alpha^0_{11}\alpha^0_{41} + \alpha^0_{12}\alpha^0_{42} + \alpha^0_{13}\alpha^0_{43} + \alpha^0_{14}\alpha^0_{44}$
- 5) $\alpha^{02}_{21} + \alpha^{02}_{22} + \alpha^{02}_{23} + \alpha^{02}_{24}$
- 6) $\alpha^0_{21}\alpha^0_{31} + \alpha^0_{22}\alpha^0_{32} + \alpha^0_{23}\alpha^0_{33} + \alpha^0_{24}\alpha^0_{34}$
- 7) $\alpha^{02}_{31} + \alpha^{02}_{32} + \alpha^{02}_{33} + \alpha^{02}_{34}$
- 8) $\alpha^0_{41}\alpha^0_{21} + \alpha^0_{42}\alpha^0_{22} + \alpha^0_{43}\alpha^0_{23} + \alpha^0_{44}\alpha^0_{24}$
- 9) $\alpha^0_{41}\alpha^0_{31} + \alpha^0_{42}\alpha^0_{32} + \alpha^0_{43}\alpha^0_{33} + \alpha^0_{44}\alpha^0_{34}$
- 10) $\alpha^{02}_{41} + \alpha^{02}_{42} + \alpha^{02}_{43} + \alpha^{02}_{44}$

El sistema implica que tenemos 16 incógnitas y 10 ecuaciones en nuestro modelo, por lo tanto existe un problema de identificación, lo cual nos impide encontrar el valor de A^{-1}_0 . Para poder resolver este problema debemos imponer una restricción a nuestro modelo,

más exactamente la restricción de Cholesky de corto plazo, que implica restricciones en las respuestas contemporáneas de las variables.

La restricción de Cholesky supone considerar que nuestra matriz A_0^{-1} es una matriz triangular inferior, es decir, todos aquellos valores situados por encima de la diagonal son cero. De modo que $\alpha_{12}^0 = 0$, $\alpha_{13}^0 = 0$, $\alpha_{14}^0 = 0$, $\alpha_{23}^0 = 0$, $\alpha_{24}^0 = 0$, $\alpha_{34}^0 = 0$. Ahora tenemos 10 incógnitas y 10 ecuaciones, el modelo está identificado, lo cual nos permite encontrar el valor de A_0^{-1}

$$R_0 = A_0^{-1} = \begin{pmatrix} \alpha_{11}^0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21}^0 & \alpha_{22}^0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31}^0 & \alpha_{32}^0 & \alpha_{33}^0 & 0 \\ \alpha_{41}^0 & \alpha_{42}^0 & \alpha_{43}^0 & \alpha_{44}^0 \end{pmatrix}. \quad (22)$$

Con este supuesto, estamos imponiendo que los shocks de los ruidos estructurales de las variables tasas de crecimiento del PIB, tipo de interés 2 y tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (ε_{2t} , ε_{3t} y ε_{4t}) no afectan a muy corto plazo (de impacto) a la variable tasas de crecimiento de los precios. También estamos suponiendo que los shocks de los ruidos estructurales de las variables tipo de interés 2 y tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (ε_{3t} y ε_{4t}) no afectan de impacto a la variable tasas de crecimiento del PIB. Y finalmente suponemos que los shocks de los ruidos estructurales de la variable tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (ε_{4t}) no afectan de impacto a la variable tipo de interés 2.

Una vez obtenido lo anterior, procedemos a estimar las Funciones de Respuesta Impulso, y así poder determinar cómo se comportan las variables del modelo ante shocks en las perturbaciones del modelo. Las figuras del Gráfico 4 muestran las Funciones de Respuesta Impulso de un modelo VAR trimestral formado por tres variables, las tasas de crecimiento de los precios (p), las tasas de crecimiento del PIB (x) y las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (m).

Las Funciones de Respuesta Impulso nos indican cómo reacciona una de nuestras variables, p, x o m, ante un shock en uno de los ruidos estructurales (ε_{1t} , ε_{2t} , y ε_{3t}), manteniendo el resto de ruidos estructurales constantes. Estas han sido calculadas a

partir de datos en tasas de crecimiento, ya que en niveles presentaban raíz unitaria, por ello se ha obtenido el valor acumulado de las mismas, de este modo podemos saber cómo se comporta la serie en nivel ante los shocks en los ruidos estructurales.

De acuerdo con el Gráfico 4, las columnas nos informa de cuál es el ruido estructural sobre el se produce un shock. Atendiendo a esto, la columna 1 empezando por la izquierda muestra los efectos de un shock positivo de ε_{1t} , la columna 2 los efectos de un shock positivo en ε_{2t} , y la columna 3 un shock positivo en ε_{3t} . Por otra parte, las filas nos indica la respuesta de la variables que conforman nuestro modelo ante esos shocks, de modo que la primer fila se corresponde con la respuesta de la variable p ante cada uno de los shocks en los ruidos estructurales del modelo, la segunda con la repuesta de la variable x y la tercera refleja la reacción de la variable m .

El objetivo de nuestro modelo es comprobar si una actuación del BCE a través de cambios en la política monetaria, ya sea vía descenso de los tipos de interés o aumento de la cantidad de dinero, puede suponer un incremento del PIB de la zona euro en nivel. En el caso del Gráfico 4 únicamente hemos incluido la variable cantidad de dinero, por lo que sólo podremos apreciar la reacción del PIB ante un aumento de la cantidad de dinero.

Para ello nos centramos en primer lugar en el gráfico de la tercera columna y la segunda fila, ya que este muestra la respuesta de la variable PIB ante un shock positivo en el ruido estructural de la cantidad de dinero ε_{3t} , manteniéndose el resto de ruidos estructurales constantes. Es decir, este gráfico muestra cómo reaccionará el PIB de la zona euro ante una política monetaria basada en un aumento de la cantidad de dinero por parte del BCE. Considerando que nuestros datos son trimestrales, podemos apreciar una respuesta suave del PIB ante esta política, pues el efecto de un aumento de la cantidad de dinero apenas supone un leve crecimiento del PIB. Este aumento leve del PIB se mantiene durante el periodo que hemos considerado, pero siempre se mantiene no significativo. Además esta política monetaria expansiva no supondría un incremento de la inflación, ya que la reacción de los precios es prácticamente nula (gráfico de la primera fila y tercera columna), lo cual es importante teniendo en cuenta que uno de los objetivos del BCE es mantener el nivel de inflación de la economía europea. Estos resultados están en consonancia con otros como Friedman y Kuttner (1992), o Leeper,

Sims, y Zha (1996), los cuales han demostrado la debilidad de la relación estadística entre los agregados monetarios y la actividad real.

Para dar robustez a los resultados anteriores, obtendremos las Funciones de Respuesta Impulso incluyendo en nuestra lista de variables a los tipos de interés. De este modo podremos apreciar si los resultados anteriores son robustos, o si por el contrario el modelo se ve alterado al incorporar esta nueva variable. Para ello hemos construido otro modelo VAR en el que sí se incluye la variable tipo de interés, de esta forma comprobaremos si la variable PIB reacciona de la misma manera que el caso anterior, o si por el contrario el resultado se ve alterado al introducir la variable tipo de interés. Al mismo tiempo podremos estudiar el efecto de las dos vías de actuación del BCE, y comparar que estrategia, un descenso del tipo de interés o un incremento de la cantidad de dinero, nos permite alcanzar nuestro objetivo de incrementar el PIB de la zona euro.

Las figuras de del Gráfico 5 reflejan las Funciones de Respuesta Impulso del modelo VAR formado por las series tasas de crecimiento de los precios (p), tasas de crecimiento del PIB (x), tipo de interés (i2) y tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (m). Como sucedía en el Gráfico 4, las Funciones de Respuesta Impulso para las variables p, x y m han sido calculadas a partir de datos en tasas de crecimiento, ya que las serie en nivel presentaban raíz unitaria, por ello los valores de las mismas se han obtenido de forma acumulada, para mostrar cual sería el comportamiento de las series en nivel. En el caso de la serie tipo de interés no presentaba raíz unitaria, por lo que no ha sido necesaria transformarla para que sea estacionaria, es decir, el valor de las Funciones de Respuesta Impulso no se ha obtenido de forma acumulada, ya que la serie si está en nivel.

Las columnas del Gráfico 5 nos informan de cuál de los ruidos estructurales (ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} y ε_{4t}) experimenta un shock, mientras que las filas nos muestran la reacción de las variables anteriores ante un shock en uno de los ruidos estructurales, manteniéndose el resto constantes. Como hemos sostenido antes, nuestro objetivo es comprobar si una actuación de la política monetaria del BCE, reduciendo los tipos de interés o incrementando la cantidad de dinero, podría generar un incremento del PIB de la zona euro.

Para ello, nos detendremos en primer lugar en los gráficos 3 y 4 de la segunda fila, ya que son los que nos muestran cómo reacciona el PIB de la zona euro ante un shock positivo en la perturbación estructural ε_{3t} , relacionada con los tipos de interés (gráfico 3) y en la perturbación ε_{4t} , relacionada con la cantidad de dinero (gráfico 4). Por tanto, nos permiten examinar cómo reacciona el PIB ante una política monetaria basada en cambios en los tipos de interés y en aumentos de la cantidad de dinero respectivamente.

En el caso del gráfico 3 podemos apreciar el efecto de un shock positivo de tamaño igual a una desviación típica. Sin embargo, podría ser más intuitivo analizar el efecto de un shock negativo, es decir, un descenso de los tipos de interés, por ello debemos interpretar el gráfico de forma inversa. Esto nos lleva a establecer que un descenso de los tipos de interés supone un incremento del PIB de la zona euro, ya que así lo refleja el gráfico, además el efecto de esta política monetaria se mantiene en el tiempo, ya que el PIB crece durante los primeros trimestres de forma importante, para luego estabilizarse en torno a ese nuevo nivel.

Hemos de destacar que a largo plazo el efecto de la reducción de tipos sobre el nivel de actividad económica no es significativo. Además un descenso de los tipos de interés apenas genera inflación ya que como podemos observar en el gráfico de la tercera columna en la fila 1, la reacción de los precios es mínima y no significativa. Por tanto, a través de una medida de reducción de los tipos de interés el BCE podría conseguir incrementar el PIB de la zona euro, sin que ello repercutiese en su objetivo de mantener la inflación en un valor cercano al 2%.

Una vez observada la reacción del PIB ante esa primera medida del BCE, debemos comprobar que sucede ahora con el PIB cuando el BCE opta por incrementar la cantidad de dinero de la economía. Esto queda reflejado en el gráfico 4 de la fila 2, donde podemos apreciar la repuesta del PIB, siendo en este caso un ligero aumento, mucho menor que la reacción cuando se opta por la estrategia de los tipo de interés. Además el efecto es transitorio, ya que rápidamente el nivel del PIB vuelve a su valor inicial y el aumento nunca sería estadísticamente significativo. También debemos tener en cuenta que el efecto de esta medida sobre la inflación también es mínima, tal y como se refleja en el gráfico 4 de la fila 1, la respuesta de los precios ante esta medida es casi

inexistente y no es significativa. De hecho, en este caso la repercusión de una medida basada en el aumento de la cantidad de dinero es mucho menor que el caso en el que no incluíamos a los tipos de interés.

Por lo tanto, en base a los resultados que hemos obtenido de las Funciones de Respuesta Impulso de este último modelo VAR, y considerando cual era nuestro objetivo inicial, podemos mantener que para conseguir un incremento significativo del PIB de la zona euro, el BCE debe adoptar medidas de política monetaria basadas en el descenso de los tipos de interés, ya que su efecto sobre el PIB es mayor y más permanente que cuando decide aumentar la cantidad de dinero. Según nuestros resultados, esta medida no va a afectar significativamente al nivel de precios por lo que no supondría un riesgo excesivo para mantener la estabilidad de precios.

4. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es medir el impacto sobre el PIB de la zona euro del desarrollo de políticas monetaria expansivas por parte del BCE, ya bien sea a través de cambios en los tipos de interés, o bien medidas de incremento de la cantidad de dinero en la económica. Para ello hemos desarrollado un modelo VAR que incluye cuatro variables, las tasas de crecimiento de los precios, las tasas de crecimiento del PIB de la zona euro, el tipo de interés y las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero, y hemos obteniendo las Funciones de Respuesta Impulso.

Según nuestros resultados, aunque ambas medidas producen una reacción positiva del nivel de actividad económica, sólo mediante el descenso del tipo de interés se consiguen mantener subidas significativas del PIB. En el caso de optar por un incremento de la cantidad de dinero, el efecto es temporal, ya que el PIB regresa a su valor inicial. Además, en el caso de optar por un descenso del tipo de interés, la repercusión de esta medida sobre la inflación es positiva pero mínima, y además no es significativa. Eso hace dudar que una bajada de tipos haga peligrar los objetivos de inflación.

Sin embargo, una cuestión que podríamos plantearnos es si existe más margen para el banco central para seguir bajando los tipos de interés ya que se encuentran en niveles históricamente bajos. Por eso, una posibilidad de mejorar el modelo sería incluir algunas variables que sean capaces de medir las restricciones de crédito ya que sería interesante analizar si la actuación del BCE, flexibilizando el acceso al crédito, podría ser una vía de potenciar la capacidad de la política monetaria para impulsar el crecimiento económico.

5. BIBLIOGRAFÍA

BALLABRIGA, Fernando C.; GONZALEZ-ÁLVAREZ, Luis J. y MORAGO, Javier J.. “Un modelo macroeconómico BVAR para la economía española: metodología y resultados”. Banco de España. Estudios econométricos, 1998, nº 64.

DICKEY, David A. y FULLER, Wayne A.. “Distribución de los estimadores de autorregresivos de series temporales con una raíz unitaria”. *Journal of the American Statistical Association* . Junio 1979, vol. 47. Pp. 427- 431.

DICKEY, David A. y FULLER, Wayne A.. “Estadísticos de la razón de verosimilitud para autorregresivos de series temporales con una unidad Root”. *Econométrica* . Julio 1981, vol. 49(4), pp. 1057-1072.

FRIEDMAN, Benjamin M., y KUTTNER, Kenneth N.. “ El dinero, la renta y los precios después de 1980” (en línea). The National Bureau of Economic Research. Working Papers . Julio 1992, nº 2852. (Fecha de consulta: 3 junio 2013). Disponible en: <http://www.nber.org/papers/w2852>

Krugman P. “El BCE y la trampa de la austeridad”, *The New York Times* (Diario internet), 31 de marzo de 2013 (Fecha de consulta: 1 de junio de 2013), The Conscience of a Liberal. Disponible en: <http://krugman.blogs.nytimes.com/2013/03/31/the-ecb-and-the-austerity-trap/>

LEEPER, Eric M.; SIMS, Christopher A. y ZHA, Thao. “¿Qué hace la política monetaria?” (en línea). Brookings Papers on Economic Activity. 1996, nº 2. (Fecha de consulta: 8 mayo 2013). Disponible en: <http://www.brookings.edu/about/projects/bpea/papers/1996/what-does-monetary-policy-do-leeper>

LUETKEPOHL, Helmut. “Estructura vectorial autorregresiva Análisis de variables cointegradas” (en línea). European University Institute. CADMUS EUI Research Repository, 2005, EUI ECO, 2005/2.(Fecha de consulta: 2 junio 2013). Disponible en: <http://cadmus.eui.eu/handle/1814/2817>

LUETKEPOHL, Helmut. “Análisis econométrico con modelos vectoriales autorregresivos” (en línea), European University Institute. CADMUS EUI Research Repository, 2007, EUI ECO, 2007/11. (Fecha de consulta: 2 junio 2013). Disponible en: <http://cadmus.eui.eu/handle/1814/6918>

SIMS, Christopher. A. “Macroeconomía y Realidad”. *Econométrica*. 1980, 48(1): 1-48.

Stiglitz, J. 2012. “La captura del BCE”, *Project Syndicate* (diario internet), 6 de febrero de 2012 (Fecha de consulta:1 de junio de 2013), Economists’ Club. Disponible en: <http://www.project-syndicate.org/commentary/capturing-the-ecb/spanish>

6. SUMMARY

Europe has plunged into a financial and economic downturn for six years. During this period the euro zone has faced a double dip. The first recession started in 2008 and the second recession in 2011. In these years the growth rate of euro area GDP has showed the lowest data in his history. As a reaction for this economic situation, the euro zone countries have chosen on tax measures based on austerity. In addition, the ECB monetary policy came late compared to those of other industrialized countries. For example, USA and Japan has adopted monetary policy more aggressive than the ECB. In the case of Japan, has the compromise to double the monetary base to buy long-term bonds of the state. In the case of USA, the Federal Reserve has chosen to increase the balance to face the fiscal deficit and to reduce interest rates near zero. Therefore, it seems that these countries have moved into measures of monetary policy more aggressive than the ECB. It is for it that authors such as Joseph Stiglitz and Paul Krugman, among other, ask the ECB that adopts measure stronger to finish with this Crisis which is during six years.

The objective of this study is to measure the impact which having the measures of monetary policy more aggressive about the euro area GDP. For this purpose, we follow the research line suggested by Leeper, Sims and Zha (1996) to analyze the reaction of the USA economic activity to monetary policy shocks. Instead, we perform the analysis by using data of the euro zone. Following previous authors, the model used in this research is a VAR specification that is identified by Cholesky-type constraints.

The VAR models were early introduced by Sims (1980) and they have been widely used to analyze the economic consequences of adopting different policy measures since then. Relying on these models, we examine the extent to that measures of more aggressive monetary policy by the ECB could lead to increases on the level of economic activity that would finally allow for the recovery of the euro zone. For this purpose, we compute the Impulse Response Functions (IRF), which are the most common tool for the economic analysis of the formulated problem with VAR. The Impulse Response Functions measure the reaction or response of model variables over a time horizon to an unexpected shock in one of the structural error, leaving the other

structural errors constant. These tools are very intuitive since they are usually presented as a plot of the reaction of an endogenous variable that is due to a policy intervention, such as unexpected changes in interest rates, monetary aggregates, inflation targets or public debts.

Specifically, in this paper we develop a VAR model that consists of four euro area quarterly variables for the period 1995.1 to 2012.3. In particular, these variables are prices, GDP, interest rate and money. We perform a preliminary analysis to the data. First, we study the stationarity of our four series. In our case, we apply the Augmented Dickey-Fuller tests and we found out that prices, GDP and of money have a unit root. To overcome spurious regression problems, we take the first differences of the series. In this context, the behavior of the series Money has been influenced for the downturn started in 2007.

In the case of interest rate, we rejected the null of unit root, so we do not need to take differences of the series. In the case of this series we find that it presents a stationary evolution around of a increasing lineal trend for this period. Accordingly, to work with her in this VAR model, we eliminate the increasing linear trend by regressing the series on a trend and using the residuals. Therefore, the stationary analysis lead to using the growth rate of prices, the GDP growth rate, the growth rate of money and the linearly detrended interest rate. These series are denoted like p , x , m and i_2 , respectively.

The next step before building our model is to determine the number of lags to be used in the VAR. To give robustness, we use three different methods. The first is based on applying exclusion tests recursively. It implies testing recursively the significance of the last lags of the VAR model. In our case, this approach determines that the optimal number of lags is five.

The second approach focuses on Bayesian selection criteria. In this case, the lags are selected about the base of the comparison of the variances (Ω) of the models when they are estimated using different numbers of lags. The approach chooses the model with lower value of the selection criteria. However, compare the variances would erroneously choose the model with larger lags. Therefore, these criteria penalize the

variances according to the number of lags of the model, being greater the penalty as more lags are used by the model. There are three different criteria, Akaike (AIC), which in our case establish the use of five delays; Schwartz (BIC) and Hannan-Quin (HQ), who determine a number of one lags.

The third approach is based on selection criteria that seek the VAR model with greater predictive accuracy. These criteria are based on the comparison of the variances of VAR models, penalizing the variances of the models that use more lags. In our case, the approach selects five delays.

Considering the size of the sample, the more reliable criteria are the Bayesian BIC and HQ criteria, because the estimated number of lags is consistent, while AIC tends to overestimate the number of lags. Therefore, our model will have an only lag. Accordingly, we built our VAR model with one lag and we estimate its reduced form by OLS.

However, to make sure our model have not problems of stochastic trend stationarity, we also study the full-model stationarity. For this end, we check that the inverse of all the roots of the characteristic polynomial are less than one.

The next step in the development of our VAR model is to study the possible temporal autocorrelation between the disturbances of the model. In order to check if they are white noise, we can only test for the autocorrelation between the residuals of the model, which are approximate estimates of the unobserved disturbances. As a first method to develop this analysis, we obtain the autocorrelation functions between the residuals of our model, between them and their past, and between them and the past from other residuals. We found that all autocorrelation functions are located between the confidence bands. Therefore we conclude that there is not auto-correlation between the model residuals.

The second method, that we utilize to check that residuals are white noises, is based on testing that the impact on the present value of the residuals of its lags is zero. For this reason, we propose an auxiliary regression that includes delays of the explanatory variables as additional regression, which controls for potential endogeneity

problems. The results we have in this case are also that there is not autocorrelation across residuals; therefore the disturbances are white noise.

One additional piece of interesting analysis with VAR models is the analysis of Granger causality. The method consists of examining whether the delays of the variables are useful to determine a variable of interest. Applying the appropriate tests, we find that all variables (the rate of price growth, the GDP growth rate, the growth rate of money and the interest rate) can be explained by the lags of the other variables. This result validates the proposed model since it determines the high dependence across the variables of the model.

Once the VAR model has been validated, we can calculate the Impulse Response Functions. These functions measure the response of each of the variables in the model (rate of price growth, GDP growth rate, the growth rate of money and the interest rate) when unexpected shocks hit one of the structural noise, leaving the other structural noises unchanged. Therefore, if we use the Impulse Response Functions we can attain the impact of ECB monetary policy about GDP, because we are able to isolate the impact on GDP of rate cuts and increases in the amount of money and in interest rates.

The Impulse Response Functions of unrestricted VAR models are not identified. To achieve identification, we follow Sims (1980) and establish short-term restrictions of the type of Cholesky decompositions. After obtaining the identified Impulse Response Functions of the variables in differences, we can add them to obtain the response of the levels and represent them graphically for easy interpretation. In our case, we are particularly interested in analyzing the impact about GDP of shocks in the variable interest rate and the variable money.

To provide robustness to the results, like Leeper, Sims and Zha (1996) recommended, we first obtained the Impulse Response Functions for a VAR model consisting of only three variables, the rate of price growth, the growth rate of euro area GDP, and the growth rate of the money. We have focused on the response of GDP to a positive shock in the amount of money, or what is the same, if the ECB opted for a monetary policy based on an increase in the amount of money in the economy. The result is a positive response of GDP, which increased temporarily, then returned to its

initial level. Therefore, we obtain that the level of GDP increased after a positive shock on money, but its response is temporary and not significant. Additionally, we find that the response of prices to an expansionary monetary policy is very small and not significant. Therefore, an increase in the quantity of money does not necessarily affect the inflation target of the ECB.

After analyzing the model of three variables, we also compute the Impulse Response Functions but this time including a new variable, the interest rate. In this case the VAR model is based on four variables: growth rate of prices, rate of growth of euro area GDP, interest rate and growth rate of the money. Apart from examining the reaction of GDP to money shocks, now we can study the effect of a decrease in the interest rate.

The result is that GDP responds positively to these two monetary policy strategies. That is to say the euro area GDP reacts positively to both negative shocks to interest rates and positive shocks to money. As in the case of the three-variable VAR, a positive shock to money leads to positive but temporary and not significant reactions of GDP. However, in the case of a negative shock of the interest rate, the response of GDP is positive and permanent, so that it is maintained in the long term. Notably, we also find that the impact of both shocks about inflation is negligible, so that the monetary policy would not alter the main objective of the ECB, price stability. Therefore, we can establish that our results are very robust to the model specification.

One interesting concern is that we could ask whether the ECB could reduce interest rate further. Since interest rates are in historically low records, it is questionable that there is more room for additional interest rate reductions. This question is still unresolved and now it is especially important because interest rates are historically low. Instead, we wonder if the ECB may want to consider ways to take advantage of these historically low interest rates.

To conclude, it is worth pointing out some lines of further research. In this context, an opportunity to improve the model would be adding some variables of interest that are able to capture some of the economic problems surrounding the ECB challenges. One of the most appealing is to use a measure of credit constraints, which

seems to have taken a leading role in the current economic situation. In this context, we consider that it would be interesting to analyze whether the change in monetary policy (either from increasing money or from lowering interest rates) could be combined with more flexible access to credit. This could be an avenue which to improve the ability of monetary policy to boost economic growth.

Another possibility for improving the work would be introducing as an additional variable employment. Due to the current high levels of unemployment in the euro zone, especially in peripheral countries, we consider that it would be very interesting to analyze the role of monetary policy actions in improving the labor market in the short, medium and long term.

7. ANEXOS

7.1 Tablas

Tabla 1. Determinación del número de retardos.

MÉTODOS DE SELECCIÓN DEL NÚMERO DE RETARDOS DEL MODELO VAR						
Variables endógenas: precios, PIB, tipo de interés y cantidad de dinero (tasas de crecimiento)						
Variables exógenas: Constante						
Muestra: 1995T1 2012T3						
Número de observaciones: 63						
Retardos	LN de la función de verosimilitud	Diferencia	FPE	AIC	BIC	HQ
0	-350,16	NA	0,90	11,24	11,38	11,30
1	-125,41	413,84	0,0012	4,62	5,29*	4,88*
2	-103,72	37,18	0,001	4,44	5,66	4,92
3	-96,37	11,66	0,00134	4,71	6,48	5,41
4	-75,59	30,34	0,0012	4,56	6,87	5,47
5	-50,46	33,51*	0,0009*	4,26*	7,13	5,39
6	-42,55	9,54	0,00131	4,53	7,93	5,86
7	-24,73	19,23	0,0014	4,47	8,41	6,02
8	-6,77	17,11	0,0015	4,41	8,90	6,17

Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: La siguiente tabla muestra los diferentes métodos para determinar el número de retardos óptimo en un modelo VAR.

Tabla 2. Estimación del modelo VAR.

ESTIMACIÓN DEL MODELO VAR				
Muestra: 1995T1 2012T3				
Número de observaciones: 70				
	pt	xt	i2t	mt
pt-1	0,91	-0,29	0,16	0,45
xt-1	0,31	0,45	0,52	0,70
i2t-1	0,05	-0,12	0,98	0,08
mt-1	-0,01	0,02	0,01	0,92
Constante	0,14	0,65	-0,60	-0,72

Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: La siguiente tabla muestra los resultados de la estimación MCO de nuestro modelo VAR.

Tabla 3. Funciones de autocorrelación de los residuos.

CORRELACIÓN RESIDUAL DEL MODELO VAR TEST LM		
Hipótesis nula: no correlación residual del retardo de orden h		
Muestra: 1995TI 2012TIII		
Número de observaciones: 70		
Nivel de significatividad : 1%		
Retardos	Estadístico LM	P-valor
1	47,35	0,0001
2	6,38	0,98
3	17,94	0,33
4	54,84	0,000
5	14,51	0,56
6	12,59	0,70
7	11,04	0,81
8	30,26	0,02
9	9,25	0,90
10	11,46	0,78
11	6,85	0,98
12	22,49	0,13

Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: Esta tabla muestra los resultados del contraste LM para determinar la existencia de autocorrelación entre los residuos del modelo.

Tabla 4. “Causalidad” de Granger.

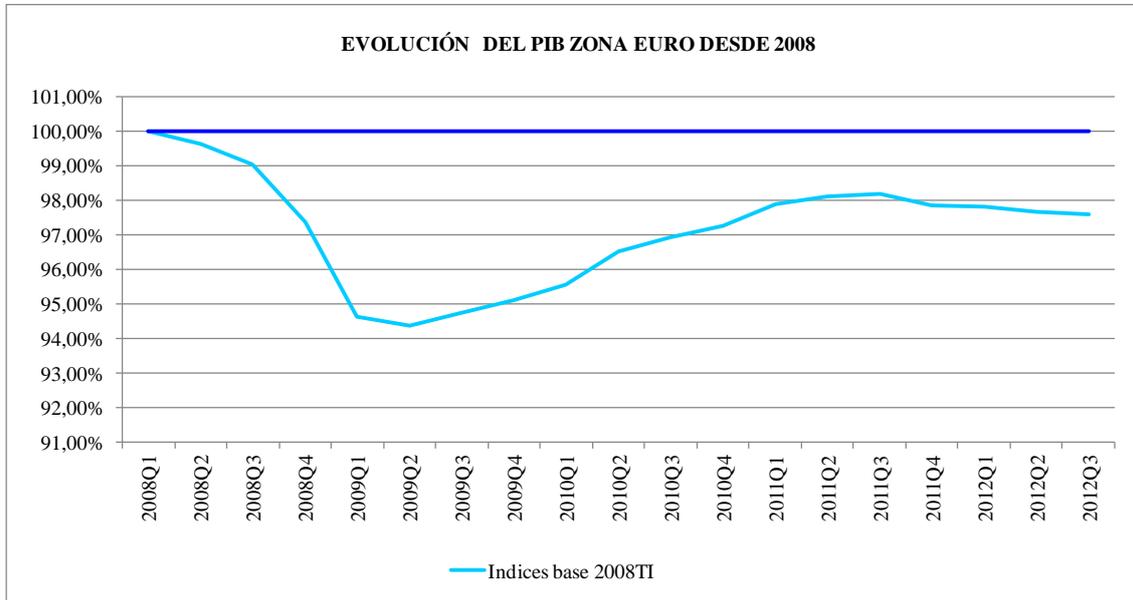
CAUSALIDAD DE GRANGER	
Muestra: 1995TI 2012TIII	
Número de observaciones: 69	
Nivel de significatividad : 5%	
Variable dependiente: tasas de crecimiento de los precios (p)	
Variables	P-valor
Tasas de crecimiento del PIB	0,005
Tipo de interés	
Tasas de crecimiento de la cantidad de dinero	
Variable dependiente: tasas de crecimiento del PIB (x)	
Variables	P-valor
Tasas de crecimiento de los precios	0,0000
Tipo de interés	
Tasas de crecimiento de la cantidad de dinero	
Variable dependiente: tipo de interés (i2)	
Variables	P-valor
Tasas de crecimiento de los precios	0,0000
Tasas de crecimiento del PIB	
Tasas de crecimiento de la cantidad de dinero	
Variable dependiente: tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (m)	
Variables	P-valor
Tasas de crecimiento de los precios	0,0001
Tasas de crecimiento del PIB	
Tipo de interés	

Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: Esta tabla muestra los resultados del contraste para determinar la existencia de “causalidad” de Granger entre las variables del modelo.

7.2 Gráficos

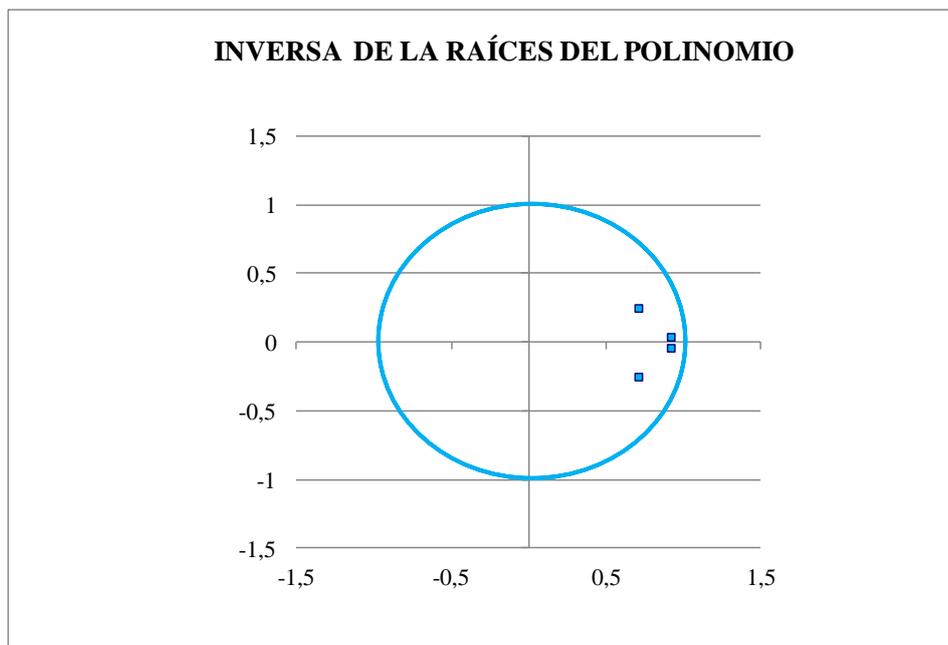
Gráfico 1. Evolución del PIB de la zona euro.



Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: Este gráfico muestra la evolución de los índices del PIB de la zona euro, tomando como base el primer trimestre del año 2008.

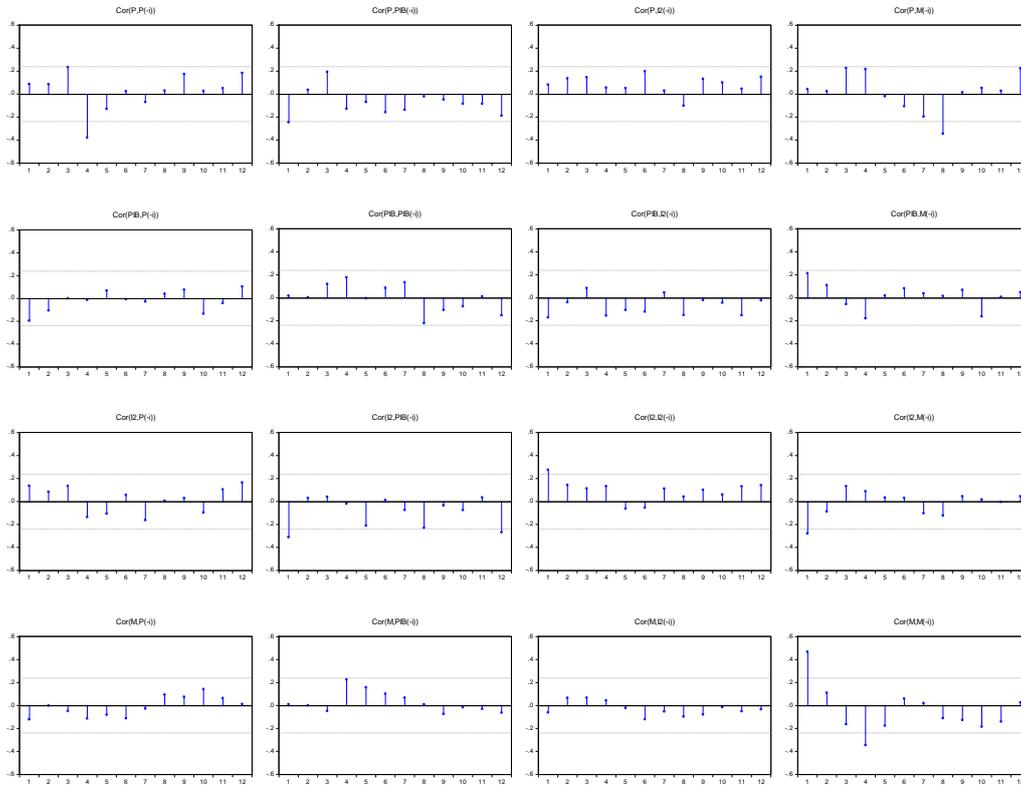
Gráfico 2. Estacionariedad del modelo VAR.



Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: En este gráfico muestra el valor de la inversa de las raíces del polinomio, las cuales reflejan un valor inferior a uno.

Gráfico 3. Funciones de autocorrelación de los residuos.



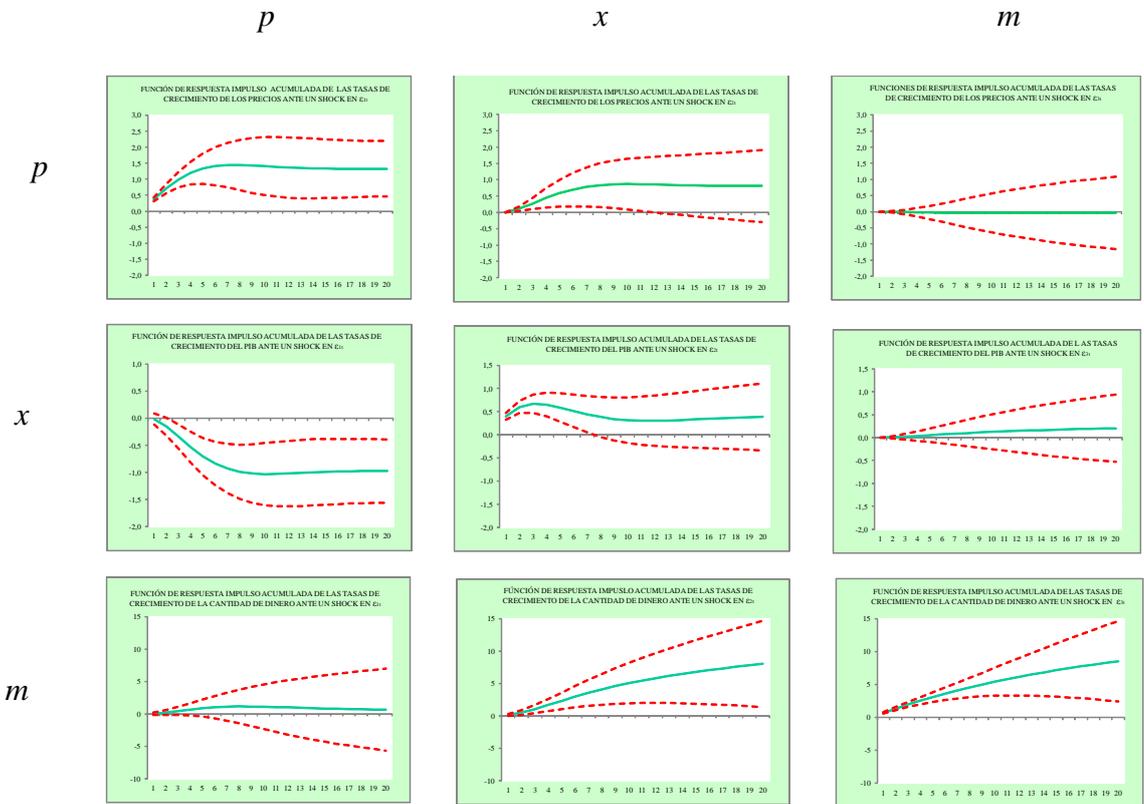
Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: Esta tabla muestra las funciones de autocorrelación de los residuos del modelo VAR.

Gráfico 4. Funciones de Respuesta Impulso para un modelo VAR p , x y m .

RESPUESTA DE LA VARIABLE

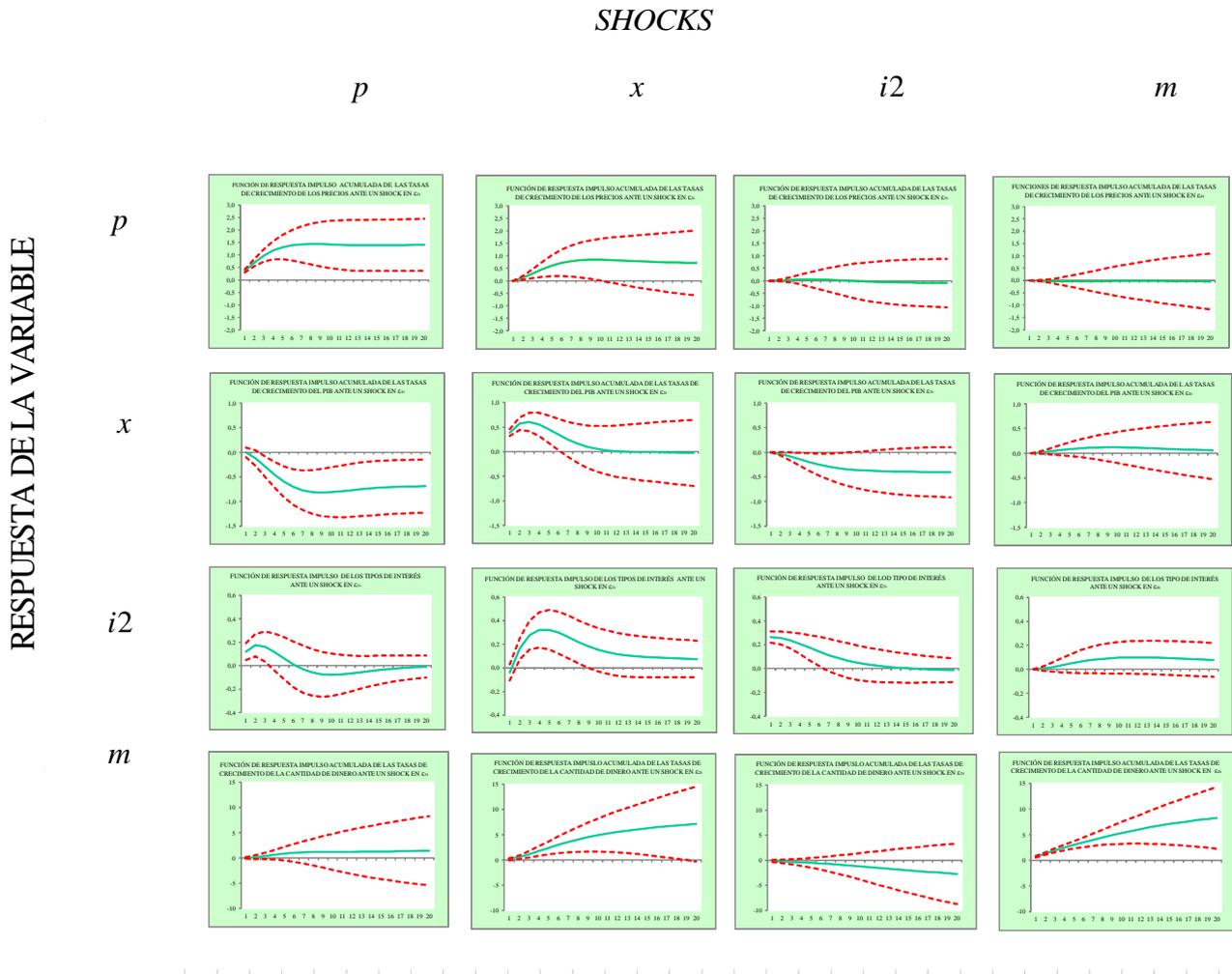
SHOCKS



Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: Estos gráficos muestran las Funciones de Respuesta Impulso de un modelo VAR formado por las tasas de crecimiento de los precios, las tasas de crecimiento del PIB y las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero.

Gráfico 5. Funciones de Respuesta Impulso para un modelo VAR: p , x , $i2$ y m .



Fuente: Elaboración propia, datos del BCE.

Nota: Estos gráficos muestran las Funciones de Respuesta Impulso de un modelo VAR formado por las tasas de crecimiento de los precios, las tasas de crecimiento del PIB, el tipo de interés y las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero.