

Universidad Cardenal Herrera-CEU

Departamento Economía y Empresa



**EFECTOS DE LA POLÍTICA
MONETARIA EN LOS MERCADOS
FINANCIEROS**

TESIS DOCTORAL

Presentada por:

Javier Ruiz Rincón

Dirigida por:

Dr. Juan M. Nave Pineda

Valencia, 2014



CEU

*Universidad
Cardenal Herrera*

TESIS DOCTORAL

**EFFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LOS MERCADOS
FINANCIEROS**

El Doctor Don Juan Miguel Nave Pineda, profesor de la Universidad Castilla – La Mancha, informa que la Tesis, Efectos de la Política Monetaria en los Mercados Financieros, de la que es autor Don Javier Ruiz Rincón, ha sido realizada bajo mi dirección y reúne todas las condiciones científicas y formales necesarias para su defensa, y solicita que se proceda a los trámites oportunos para la lectura y defensa de la Tesis Doctoral.

VºBº El Tutor

Fdo: Dr. D. Juan M. Nave Pineda

Fdo: Dr. D. Mariano González Sánchez

Valencia, 16 de mayo de 2014

Contenido

Introducción.....	1
Capítulo 1. Análisis del marco teórico.....	5
1.1 Instrumentos de la Política Monetaria de la eurozona.....	6
1.2 Mecanismos de transmisión de la política monetaria.....	8
1.3 Shocks de Política Monetaria.....	13
1.4 Metodología del Vector Auto Regresivo Estructural (SVAR).....	15
Capítulo 2. Respuesta de los rendimientos de los mercados de activos europeos a la Política Monetaria del BCE, y los efectos de la reciente crisis financiera.....	23
2.1 Variables y datos utilizados.....	28
2.2 Resultados para un SVAR de cuatro variables.....	29
2.3 Conclusiones.....	35
ANEXO A. TABLAS.....	38
ANEXO B. FIGURAS.....	57
Capítulo 3. Aversión al riesgo y política monetaria en un marco global.....	67
3.1 Datos y variables utilizadas.....	71
3.2 Resultados para un SVAR de cuatro variables: desempleo, tipos de interés reales de la eurozona, aversión al riesgo e incertidumbre....	73
3.2.1 Resultados para la sub-muestra pre-crisis.....	74

3.3 Análisis de robustez.....	75
3.3.1 Resultados para toda la muestra.	76
3.4 El efecto de la política monetaria estadounidense.	77
3.5 Conclusiones.....	79
ANEXO A. TABLAS.....	81
ANEXO B. FIGURAS.....	88

Capítulo 4. Shocks de Política Monetaria y Aversión al Riesgo, existencia de asimetrías en los mercados financieros europeos.....

4.1 Datos y variables utilizadas.	107
4.2 Resultados para un SVAR de 4 variables: ciclo económico, política monetaria, aversión al riesgo e incertidumbre.	108
4.2.1 Resultados para Alemania.....	109
4.2.2 Resultados para España.	111
4.2.3 Comparación de los resultados de Alemania y España.....	112
4.3 Resultados para un SVAR de 5 variables: ciclo económico, política monetaria estadounidense, política monetaria europea, aversión al riesgo e incertidumbre.....	114
4.4 Conclusiones.....	115
ANEXO A. TABLAS.....	117
ANEXO B. FIGURAS.....	130

Referencias Bibliográficas.....	145
--	------------

Introducción

El objetivo del presente trabajo doctoral es profundizar en la relación existente entre la política monetaria desarrollada por el Banco Central Europeo (BCE) y los mercados financieros de la eurozona, así como en la influencia que las políticas monetarias desarrolladas por otras autoridades monetarias, en concreto las llevadas a cabo por la Reserva Federal norteamericana, tienen en dichas relaciones. La motivación principal de esta tesis se ve reflejada por tanto, en el interés por analizar de forma conjunta dos campos de conocimiento tan relacionados como son la política monetaria y los mercados financieros, o, al menos inicialmente, en una parte de ellos, los bursátiles. Con un marco de referencia como el que se abre a partir de la entrada en vigor de la segunda fase de la Unión Monetaria Europea, en el que por el escaso período de tiempo transcurrido no había un conjunto de datos disponibles que permitiesen una investigación científica rigurosa en el campo de la política monetaria, es ahora, cuando esto es posible y se abre un amplio abanico de interesantes campos de estudio.

Para lograr nuestro objetivo, se ha estructurado esta tesis doctoral de la siguiente forma: el capítulo primero, de carácter general, está dedicado a analizar determinados aspectos teóricos que estarán presentes a lo largo de todo el trabajo, pretendiendo con ello por un lado evitar explicaciones redundantes a lo largo del resto de la tesis y, por otro lado, desarrollar estas cuestiones teóricas de una forma más amplia que la que sería apropiado en el resto de capítulos que componen este estudio. Así, se abordan cuestiones como los instrumentos que utiliza el Banco Central Europeo para desarrollar sus políticas, los canales de transmisión a través de los que se trasladan dichas políticas a la economía, se estudia el concepto de shock de política monetaria y se concluye este primer capítulo con el análisis en profundidad de la metodología utilizada a lo largo de la tesis, la del Vector Autorregresivo Estructural.

En los siguientes capítulos se desarrollan una serie de estudios empíricos con los que tratamos de conseguir los objetivos marcados. De esta forma, en el segundo capítulo se analiza cómo reacciona la rentabilidad de los activos financieros de la eurozona ante shocks de política monetaria, tratando además de observar si existen asimetrías en esta respuesta a lo largo de distintos índices bursátiles, y de si la reciente crisis financiera ha tenido efectos en la forma en que responden los mercados financieros a la política desarrollada por la autoridad monetaria. El análisis se centra en la respuesta acumulada en el largo plazo, a diferencia de la mayor parte de trabajos desarrollados en este campo que se centran en medir la respuesta en el corto plazo. El tercer capítulo de esta tesis doctoral tiene un doble objetivo, por un lado observa la relación entre la política monetaria y la aversión al riesgo en los mercados financieros, concretamente la del inversor representativo de los mercados de la eurozona, siendo el segundo objetivo introducir la posibilidad de que políticas aplicadas por autoridades de zonas monetarias distintas incidan en la aversión al riesgo implícita del mercado europeo. El cuarto capítulo se dedica a un análisis empírico que aúna los objetivos marcados en los capítulos anteriores, en concreto, pretende examinar cómo afecta la política monetaria de la eurozona a la aversión al riesgo en los mercados financieros de distintos países del área, tratando de determinar si existen asimetrías en la forma en que los mercados trasladan los shocks de la política monetaria, cuantificando, si es así, el sentido e intensidad de la asimetría producida.

Por último, el final de esta tesis doctoral presenta las fuentes bibliográficas utilizadas de forma conjunta a todos los capítulos, ya que al estar todos ellos relacionados se evita redundancia en las citas, tratando de conseguir con ello una mayor claridad en la presentación del trabajo.

Del estudio realizado a lo largo de esta tesis doctoral, se llega a una serie de resultados entre los que podríamos destacar los siguientes: en primer lugar, la relación a largo plazo existente entre la política monetaria y los rendimientos bursátiles, así como la presencia de asimetrías en la propagación a los distintos mercados financieros de la eurozona de las actuaciones desarrolladas por el BCE; en segundo lugar, conseguimos poner de manifiesto la relación entre la política monetaria y la aversión al riesgo en los mercados objeto de estudio,

evidenciando además que los efectos producidos por shock de política monetaria sobre esta variable, que mide el “miedo” de los inversores, no se traslada de la misma forma a los distintos países de la zona del euro. Por último, cabría resaltar como un resultado de especial relevancia, el hecho de que al incluir en los estudios realizados una política monetaria externa, se ha detectado que cualquier análisis que se haga sin tener en cuenta los efectos de esta variable puede llevar a la distorsión de los mismos, siendo este aspecto fundamental a la hora de coordinar las políticas monetarias desde un punto de vista global.

Como corolario a esta introducción cabría remarcar el hecho de que si bien el objetivo inicial de esta tesis era estudiar determinados aspectos que ayudasen a comprender mejor la relación entre la política monetaria de la zona del euro y los mercados financieros de dicha área, los resultados obtenidos han servido para abrir todo un amplio abanico de posibilidades de investigación hacia el que se dirigirán futuros esfuerzos, tratando de mejorar y ampliar el presente trabajo así como aportar en la medida de lo posible un pequeño grano de arena en este campo.

Capítulo 1

Análisis del marco teórico

En este primer capítulo de carácter general se pretenden abordar determinadas cuestiones que estarán presentes a lo largo de todo este trabajo, con lo que se pretende ayudar a la comprensión de determinados aspectos teóricos que aparecen de forma reiterada a lo largo de la presente tesis doctoral, logrando asimismo la eliminación de dichos aspectos a lo largo del resto de capítulos, procurando con ello conseguir una estructura y lectura más clara de la investigación desarrollada a continuación.

Así, en un primer apartado se analiza una clasificación de los instrumentos de política monetaria, tanto desde un punto de vista teórico general, como particular, abundando en los instrumentos con los que cuenta el Banco Central Europeo para arbitrar sus políticas, con el fin de centrar desde un enfoque teórico los distintos instrumentos que utilizaremos a lo largo de los capítulos de este trabajo. A continuación, y también desde un marco general, realizaremos un estudio de los mecanismos a través de los que las distintas políticas desarrolladas por los Bancos Centrales actúan en la economía real y financiera, lo que nos va a permitir examinar cuáles serán los canales de transmisión de la política monetaria sobre los que nos centraremos en los posteriores capítulos de esta tesis. En un tercer apartado se introducen aspectos relativos a la definición del shock de política monetaria y su concepción dentro de la literatura científica, ya que a lo largo del resto de los capítulos que componen este trabajo nos vamos a centrar en la parte no esperada de la política monetaria, es decir, la parte no anticipada por los mercados financieros. En la última parte de este capítulo se procederá a

realizar un análisis pormenorizado de la metodología utilizada a lo largo de todo el trabajo, la de un vector autorregresivo estructural, justificando su elección respecto al resto de metodologías alternativas utilizadas para este tipo de trabajos.

1.1 Instrumentos de la Política Monetaria de la eurozona

Siguiendo a Fiordelisi et al. (2014) y a Aït Sahalia et al. (2012), que establecen un marco general para clasificar las intervenciones de la política monetaria, podemos considerar los siguientes instrumentos de política monetaria:

- Decisiones sobre el tipo de interés, que podemos concretar en actuaciones de disminución, aumento o no variación en las tasas de interés.
- Decisiones de flexibilización monetaria que incluyen las compras por parte de los bancos centrales de deuda pública (flexibilización cuantitativa) o bonos corporativos (distensión del crédito), en los mercados primarios o secundarios.
- Decisiones de liquidez, esta categoría incluye diversas medidas como la provisión de liquidez en moneda nacional o en moneda extranjera.

Centrándonos en el caso concreto del BCE, que constituirá nuestro objeto principal de análisis, vemos como éste (BCE 2011b) tiene como objetivo principal mantener la estabilidad de precios, según preceptúa el artículo 127.1 del Tratado de la Unión Europea, teniendo también la misión de apoyar las políticas económicas generales de la Unión. Para alcanzar sus objetivos, el Eurosistema dispone de un conjunto de instrumentos de política monetaria: realiza operaciones de mercado abierto, ofrece facilidades permanentes y exige a las entidades de crédito el mantenimiento de unas reservas mínimas, los cuales pasamos a analizar más detenidamente:

1. Operaciones de mercado abierto: desempeñan un papel importante en la política monetaria del Eurosistema a efectos de controlar los tipos de interés, gestionar la situación de liquidez del mercado y señalar la orientación de la política monetaria. El Eurosistema dispone de cinco

tipos de instrumentos para la realización de operaciones de mercado abierto: Las operaciones temporales (aplicables mediante cesiones temporales o préstamos garantizados), operaciones simples, la emisión de certificados de deuda del BCE, swaps de divisas y la captación de depósitos a plazo fijo. En relación con su finalidad, periodicidad y procedimientos, las operaciones de mercado abierto pueden dividirse en: operaciones principales de financiación, operaciones de financiación a plazo más largo, operaciones de ajuste y las operaciones estructurales

2. Facilidades permanentes: tienen por objeto proporcionar y absorber liquidez a un día, señalar la orientación general de la política monetaria y controlar los tipos de interés del mercado a un día. Existen los siguientes tipos: la facilidad marginal de crédito para obtener liquidez a un día, y la facilidad de depósito para realizar depósitos a un día en los Bancos Centrales Nacionales.
3. Reservas mínimas: se aplican a las entidades de crédito de la zona del euro y tiene como objetivos primordiales estabilizar los tipos de interés del mercado monetario y crear (o aumentar) el déficit estructural de liquidez.

Para nuestro análisis mediremos la dirección de la política monetaria del Banco Central Europeo utilizando el tipo mínimo de las operaciones principales de financiación de las Operaciones de Mercado Abierto, ya que las operaciones principales de financiación desempeñan un papel fundamental para alcanzar los objetivos de las operaciones de mercado abierto del Eurosistema. En los trabajos de Bernanke y Blinder (1992) y Sims (1992), encontramos cómo se empiezan a utilizar las innovaciones en los tipos de interés a corto plazo como indicadores de la política monetaria a corto plazo. Sin embargo, no todos los investigadores adoptan los tipos de interés a corto plazo como indicador principal de la política monetaria. Así, a modo de ejemplo, Christiano y Eichenbaum (1992) utilizan la cantidad de reservas no prestadas por parte de la FED como la principal medida de política monetaria, o Strongin (1995) que propuso como indicador la tasa de crecimiento de dichas reservas no prestadas, y Cosimano y Sheehan (1994) que utilizan las reservas prestadas como indicador. En el presente trabajo vamos a utilizar distintas medidas de la orientación de la política monetaria como

pruebas de robustez de la que será nuestra medida principal, los tipos de interés reales, medidos éstos como diferencia entre el tipo de interés nominal fijado por el BCE en las Operaciones de Mercado Abierto y la tasa de inflación.

1.2 Mecanismos de transmisión de la política monetaria

Según el Banco Central Europeo, (BCE, 2000, 2010 y 2011) el mecanismo de transmisión monetaria consiste en los diversos canales por los cuales las acciones de política monetaria afectan a la economía y en particular al nivel de precios. El mecanismo de transmisión monetaria es el término utilizado para denominar la combinación de los diferentes canales a través de los que, a menudo con desfases grandes, variables y no totalmente previsibles, la política monetaria afecta a la producción y a los precios. Un amplio conocimiento de los diferentes cauces de transmisión contribuye a determinar qué indicadores son los más útiles para analizar la orientación de la política monetaria. Este conocimiento de los mecanismos de transmisión de los impulsos de la política monetaria obliga a tener en cuenta una serie de factores, en concreto, tenemos que tener en cuenta que las pautas que sigue dicha transmisión evolucionan continuamente en respuesta al comportamiento económico y la estructura institucional. Además, hay que tener presente que factores como los cambios en la tecnología o los cambios demográficos pueden alterar significativamente la forma en que funciona la economía. Asimismo, debemos tener en cuenta que la política monetaria no funciona de forma aislada, existiendo una fuerte influencia de factores internos y externos ajenos a dicha política. La aparición simultánea de perturbaciones externas, cambios tecnológicos y estructurales y la transmisión de los cambios en la política monetaria conlleva un alto grado de incertidumbre para los bancos centrales a la hora de desarrollar sus políticas.

Por todo ello, el análisis de los mecanismos de transmisión de la Política Monetaria ha sido ampliamente estudiado en economía, ya que en definitiva, por un lado, se trata de averiguar cómo afectan a la economía las distintas políticas monetarias, y por otro, se intenta averiguar cuáles son los instrumentos más adecuados para intervenir en la economía en un momento determinado mediante el análisis de los tiempos de reacción y los efectos de cada una de las políticas que se lleven a cabo

sobre las variables de la economía real y financiera. Existe una amplia literatura relativa a estudios integrales del proceso de transmisión monetaria, entre los que podemos destacar los de Cecchetti (1995), Mishkin (1996), Christiano et al. (1997), Van Els et al. (2001), Kuttner y Mosser (2002), Esteve y Prats (2007) y Boivin et al. (2010), por su parte Taylor (1995) hace hincapié en un enfoque de los canales neoclásicos, y Bernanke y Gertler (1995) marcan el énfasis en los canales de crédito. Aun siendo distintas las clasificaciones existentes, una buena aproximación la tenemos en Esteve y Prats (2007), donde podemos observar los canales de transmisión que se explican a continuación.

El canal de tipos de interés

La idea básica que sustenta este canal es, que asumiendo un cierto grado de rigidez en los precios de la economía, un aumento en tipos de interés nominales se traduce en un aumento de la tasa de interés real y el coste de utilización del capital. Estos cambios a su vez dan lugar a un aplazamiento en el consumo o una reducción en el gasto de inversión, y por tanto de la demanda agregada y de la producción. Este canal es el básico en los modelos keynesianos, debiéndose su importancia originalmente a Hicks (1937), incorporándose tanto en las especificaciones convencionales de la curva IS, como en los modelos neokeynesianos desarrollados por Rotemberg y Woodford (1997) y Clarida, et al. (1999), entre otros. Considera por tanto, que al no ajustarse los precios en una economía de manera instantánea, se va a producir un aumento de los tipos de interés reales tanto de corto como de largo plazo, lo que provocará un desincentivo en la inversión, generando una caída de la demanda agregada, del producto real y de los precios. El efecto final de los cambios en los tipos de interés reales sobre el gasto agregado va a depender de tres efectos (Boletín BCE julio 2000):

- El efecto sustitución: se produce porque al aumentar los tipos de interés reales, se abarata relativamente el consumo futuro con respecto al presente, por lo que se produce una sustitución temporal de consumo presente por consumo futuro.
- El efecto coste de uso del capital. Al aumentar los tipos de interés reales, se producirá un aumento del coste en el que incurren las empresas al

mantener existencias, invertir en bienes de equipo o inmuebles, por lo que la inversión empresarial se ve afectada de forma negativa. Lo mismo ocurre para el gasto de los hogares, en aquellos bienes de consumo duradero, como la adquisición de automóviles o vivienda.

- El efecto renta, recoge básicamente los cambios en la renta disponible de los agentes económicos derivados de una variación de los tipos de interés.

El canal del precio de los activos

Este canal está basado en la teoría del ciclo vital del consumo de Ando y Modigliani (1963) y la teoría de la q de Tobin (1969) sobre la inversión. Según Mishkin (2001), las fluctuaciones del mercado de valores, que están influenciados por la política monetaria, tienen un impacto importante en la economía agregada siguiendo el razonamiento que se expone a continuación. La teoría q de Tobin, establece un mecanismo a través del cual la política monetaria afecta a la economía a través de la incidencia en la valoración de los activos. La q de Tobin se define como el valor de mercado de las empresas dividido por el coste de reposición del capital. Si q es alta, el precio de mercado de las empresas es relativamente alto en relación con el coste de reposición del capital, y los nuevos equipos de capital son baratos en relación al valor de mercado de las empresas. Las empresas pueden entonces emitir acciones y conseguir un alto precio por ello en relación con el coste de las instalaciones y equipos que están comprando. Como resultado, el gasto de inversión aumentará, siendo un razonamiento similar aplicable a las decisiones de inversión de los hogares.

La teoría del ciclo vital del consumo se manifiesta a través de un efecto riqueza, en la que la riqueza de los hogares es un elemento determinante del gasto de consumo, éste está determinado por los recursos de los consumidores para toda la vida, que se componen del capital humano, el capital real y la riqueza financiera. Un componente importante de la riqueza financiera son las acciones ordinarias. Cuando los precios de las acciones caen, el valor de la riqueza financiera se reduce, disminuyendo así los recursos de toda la vida de los consumidores, produciéndose una caída en el consumo. Este mecanismo de transmisión tiene mayor relevancia en economías con mercados financieros muy

desarrollados e integrados internacionalmente, así como en aquellas economías donde la adquisición de vivienda esté muy arraigada en la sociedad y el sector de la construcción sea muy activo.

Los canales crediticios

La idea básica que subyace en este canal, que se remonta a Roosa (1951) y fue actualizada en un influyente artículo de Bernanke y Blinder (1992), es que las entidades bancarias tienen que tomar decisiones cuando se producen restricciones monetarias y esas decisiones inciden sobre los planes de gasto de los demás agentes económicos. Este efecto es el mecanismo de transmisión a través del crédito bancario, que se produce porque existe información asimétrica. Al modificarse la renta y la riqueza de los agentes económicos, éstos cambiarán las decisiones de consumo y de inversión, alterándose el valor y la composición de la cartera del sector privado no financiero, y sus flujos de caja, variando tanto las condiciones como el deseo de conceder préstamos por parte de las entidades financieras, ya que se incrementa el riesgo moral para la concesión de esos créditos, y al mismo tiempo, aumentan las posibilidades de realizar una selección adversa.

Podemos distinguir tres canales básicos de transmisión de la política monetaria a través de la oferta de crédito: El canal del balance financiero o acelerador financiero (Bernanke y Gertler, 1995), que determina que la oferta de crédito disminuirá al aumentar los tipos de interés oficiales, ya que se produce una reducción de la demanda de activos y con ello, su valor. Esta situación provoca un aumento de la prima de riesgo exigida a estos prestatarios y una disminución de la disposición a prestar; el canal crediticio en sentido estricto o canal de los depósitos bancarios, que implica que un aumento de los tipos oficiales disminuye la demanda de depósitos por parte de los agentes económicos, lo que conlleva un aumento de la demanda de otras fuentes de financiación del crédito bancario, generalmente más caras, y finalmente una disminución de su capacidad para conceder nuevos créditos; y el canal del capital bancario, que establece que ante modificaciones de los tipos de interés se disminuye el valor de los activos bancarios, deteriorando su posición de solvencia, y con ello su capacidad para conceder créditos.

El canal del tipo de cambio

La importancia de este canal en una economía dependerá de su grado de apertura externa al comercio internacional, ya que las variaciones del tipo de cambio afectan a la inflación a través de su transmisión a los precios de los bienes importados. Así, una política monetaria expansiva que reduzca los tipos de interés, provocará que la moneda se deprecie, con los siguientes efectos: un efecto de demanda, por el aumento del precio de las importaciones y la disminución del de las exportaciones, lo que disminuye el volumen de importaciones e incrementa el de las exportaciones, provocando un crecimiento de la demanda agregada, aumentando el nivel de producción y de precios; un efecto de oferta, ya que una depreciación de la moneda producirá por un lado variaciones en las expectativas de inflación y, por otro un incremento en los costes de las materias primas importadas, lo que da lugar en ambos casos a un incremento de los costes de producción, provocando un aumento de los precios y una disminución de la actividad económica.

El canal de las expectativas

Este canal se basa en que la política monetaria, además de incidir en la actividad económica a través de las vías que hemos visto en los apartados anteriores, también lo hace a través de su influencia sobre el comportamiento de los agentes económicos, ya que al formular y revisar los agentes sus expectativas, los cambios originados por la política monetaria pasan a traducirse en expectativas de inflación, tal como queda recogido en la ecuación de Fisher, lo que provocará incrementos salariales y de precios, pudiéndose producir inflación incluso antes de que efectivamente varíe, por ejemplo, la cantidad de dinero, sólo por el hecho de que los agentes crean que se va a producir este incremento. Como recogen Esteve y Prats (2007) este canal, aunque de difícil cuantificación, es importante porque se condicionan tanto las decisiones de gasto de los agentes, como la formación de precios en la economía (Berben et al., 2005a).

En este contexto de canales de transmisión de la política monetaria esta tesis doctoral pretende profundizar en el conocimiento de dos de estos canales, en concreto, en el segundo capítulo analizaremos el canal de transmisión basado

en el precio de los activos, a través del estudio de los shocks de política monetaria sobre los rendimientos de valores bursátiles. En los capítulos tercero y cuarto de esta tesis se analizará, por un lado, el canal de las expectativas a través del componente de la incertidumbre en el que descomponemos los índices de volatilidad implícita utilizados en este trabajo, pero además, y como una de las aportaciones fundamentales de esta tesis, se analiza una vía de transmisión de la política monetaria sobre los mercados financieros no contemplada en ninguno de los canales de transmisión anteriores, la aversión al riesgo, proporcionando una mayor información sobre cómo actúa dicha política monetaria.

El análisis de estos canales de transmisión lo realizaremos en un marco teórico de vector autorregresivo estructural, dentro del que analizaremos la respuesta de los distintos factores que compondrán el modelo ante un shock de la política monetaria desarrollada por el Banco Central Europeo, por lo que es imprescindible detenernos en el estudio del concepto de shock por un lado y por otro el del modelo a utilizar, cuestiones que pasamos a abordar en los apartados siguientes de este capítulo.

1.3 Shocks de Política Monetaria

Como es bien conocido, la política monetaria tiene una influencia considerable en los mercados financieros, siendo fundamental el conocimiento de esta relación tanto para los decisores de la política económica como para los agentes que operan en los mercados financieros. Ante una decisión de variación en los tipos de interés a corto plazo por parte de los bancos centrales, los mercados generan una respuesta que en parte podemos anticipar a través de distintos tipos de modelos y en parte no es posible prever. La parte anticipada de la política monetaria queda recogida en modelos tipo VAR, a través de una Regla de Taylor, de la valoración de derivados financieros o de la Estructura Temporal de Tipos de Interés, que recogen los posibles efectos esperados de dicha política. En el presente trabajo nos vamos a centrar en la parte no esperada del modelo estadístico que utilizemos considerando un shock como el componente inesperado de una variable en uno de estos modelos.

Así, tal como se pone de manifiesto en el trabajo de referencia en esta materia desarrollado por Christiano et al. (1999), una parte significativa de los cambios en las acciones de la política de los bancos centrales reflejan respuestas sistemáticas de los responsables de los mismos a las variaciones en el estado de la economía. Este componente sistemático está formalizado en el concepto de una regla de retroalimentación, o función de reacción, pero no todos los cambios que se producen en las políticas desarrolladas por los bancos centrales pueden explicarse como una reacción a la situación de la economía. Todas las variaciones que no responden a estos cambios previstos se formalizan con el concepto de shock de política monetaria.

En este contexto, un shock de Política Monetaria puede identificarse siguiendo a Christiano et al. (1999) con el término aleatorio de una ecuación de la siguiente forma:

$$S_t = f(-_t) + \sigma_s \varepsilon_t^s$$

Donde S_t es el instrumento de la autoridad monetaria, ya sean los tipos de interés o algún agregado monetario, y f es una función lineal que relaciona S_t con el conjunto de información $_{-t}$, es decir, la regla de Política Monetaria. El término aleatorio de esta ecuación, $\sigma_s \varepsilon_t^s$, es un shock de Política Monetaria. Así, las variaciones que se producen sin estar contempladas dentro de la regla de retroalimentación o función de reacción de las políticas monetarias desarrolladas por los Bancos Centrales, entendiéndose por regla de Política Monetaria una función que especifica la respuesta de la autoridad monetaria a los cambios que se producen en la economía, es lo que se conoce como shock de Política Monetaria.

Los shocks pueden reflejar variaciones exógenas debidas a diferentes causas, por ejemplo, por cambios en las preferencias de las autoridades monetarias, que pueden deberse a cambios aleatorios en los pesos relativos concedidos al desempleo y la inflación, cambios que pueden venir dados tanto por variaciones en las preferencias de los decisores como por cambios en sus puntos de vista agregados, pudiendo también producirse por variaciones en la composición del comité que adopta la política. Una segunda fuente de variación puede venir dada por el deseo de las autoridades monetarias de evitar los costes sociales que se producirían al alterar las expectativas de los agentes, como

podemos ver en Ball (1995) y Chari et al. (1997), siendo una tercera fuente de variaciones exógenas las que se produzcan por distintos factores técnicos, como podría ser, a modo de ejemplo, un error de medida en los datos iniciales.

En la presente tesis doctoral el marco econométrico de referencia es el de un vector autorregresivo estructural, en el que el residuo del modelo representa los shocks estructurales, es decir, los elementos de este vector van a corresponder a los componentes de la variable endógena que no son explicados por el grupo de variables que contempla el modelo. A continuación, y como fin de este capítulo introductorio, se presenta un estudio de esta metodología SVAR que será la base del resto del trabajo.

1.4 Metodología del Vector Auto Regresivo Estructural (SVAR)

Tal como establecen Bernanke y Mihov (1998) la medición precisa de los efectos de los cambios en la política monetaria sobre la economía es fundamental tanto para la buena formulación de políticas, como para la elección entre teorías macroeconómicas alternativas. Sin embargo, no existe un consenso sobre cómo medir el tamaño y la dirección de los cambios en la política monetaria. Por un lado, el enfoque tradicional, que identifica los cambios en la política monetaria con los cambios en la cantidad de dinero, se ha contrastado que no es adecuado por múltiples factores, ya que en la práctica, las tasas de crecimiento de los agregados monetarios dependen de una gran cantidad de influencias no relacionadas con la política monetaria, como cambios provocados por la innovación financiera, la desregulación, y otros factores que suponen una barrera adicional para el uso de las tasas de crecimiento de dinero por sí solo como una medida de la dirección de la política monetaria. A medida que se han puesto de manifiesto estas deficiencias muchos investigadores han tratado de encontrar indicadores alternativos, encontrando dos categorías generales de metodologías utilizadas para el estudio de la dirección de la política monetaria, el enfoque narrativo y la metodología VAR, desarrollándose más recientemente otras estrategias metodológicas para hacer frente a este problema, en concreto, la metodología del estudio de eventos, la metodología

basada en la heterocedasticidad de los shocks de la política monetaria y un factor aumentado del vector autorregresivo.

Basándose en el trabajo de Friedman y Schwartz (1963), Romer y Romer (1989) reintroducen el enfoque narrativo, habiéndose empleado esta metodología en diversos trabajos como en Ramey y Shapiro (1998), Romer y Romer (2010), Ramey (2011) o Cloyne (2013), siendo la mayoría de ellos orientados hacia la descripción de shocks de la política fiscal. El elemento central de este enfoque es la identificación de los shocks monetarios a través de procedimientos no estadísticos, tales como las descripciones de los procesos y razonamientos llevados a cabo por las autoridades monetarias y de las fuentes de las perturbaciones monetarias, utilizando datos históricos para identificar momentos en los que hubo grandes cambios en el comportamiento de la política monetaria que no fueron consecuencia de la evolución de la economía real, quedando definido un shock como un episodio en el que un Banco Central toma medidas inusuales para desarrollar su política. Aislar estos shocks es uno de los principales problemas de este enfoque, además de la posibilidad de determinar si a los shocks les siguen movimientos no esperados en otras variables.

La segunda estrategia general para medir la orientación de la política monetaria y por la que hemos optado en el presente trabajo, es la basada en el uso de la información previa disponible unida al uso de vectores autorregresivos (VAR). Este enfoque, como veremos detenidamente más adelante, también adolece de inconvenientes, como el hecho de que se centra en las innovaciones de política monetaria y no en el componente sistemático o endógeno posiblemente más importante de la política, si bien esta crítica estaría fuera de lugar si consideramos que el énfasis en las innovaciones en la política monetaria del VAR no se debe a que los shocks sean intrínsecamente importantes, sino a que al observar la respuesta dinámica de la economía a una innovación de política monetaria obtenemos una forma de observar los efectos de los cambios en la política con un conjunto de supuestos mínimos.

A partir de estos dos métodos generales y basándose en ellos, se han desarrollado distintas metodologías para el análisis de la orientación de la política monetaria, en concreto una de ellas se trata de una aproximación basada en la heterocedasticidad

de los shocks de política monetaria, como la desarrollada en Rigobon (2003b), Rigobon y Sack (2004), o Bohl et al. (2008). Esta metodología surge para abordar el problema de endogeneidad que se da entre los tipos de interés a corto plazo y el movimiento en los precios de los activos, así como el hecho de que existen un número importante de variables que probablemente tengan influencia en los dos factores considerados. Consiste esta metodología en el desarrollo de un estimador que identifica la respuesta del precio de los activos a través de la heterocedasticidad de los shocks de política monetaria. Concretamente, Rigobon y Sack (2004) asumen que la varianza de los shocks de política monetaria es mayor en los días en que se producen anuncios de política monetaria, donde la mayor parte de las variaciones que se producen en los mercados financieros son debidas a la política monetaria.

Esta metodología se plantea como un caso general de la conocida como estudio de eventos, utilizada en trabajos como los presentados por Hardouvelis et al. (2006), Bredin et al. (2009), Ait Sahalia (2012) y Fiordelisi et al. (2014), y en la que se analizan los shocks de política monetaria a través de la estimación de una regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en las fechas en las que se producen los cambios en los instrumentos de la política monetaria. La lógica que subyace al enfoque de estudio de eventos es que el sesgo en la estimación por MCO puede ser minimizado bajo una serie de supuestos si la muestra contiene períodos en los que las innovaciones son impulsadas principalmente por el impacto de las políticas monetarias. Considera este enfoque que si la varianza del shock de política monetaria se hace infinitamente grande en relación con las varianzas de los otros shocks, el sesgo tenderá a cero, y la estimación por MCO será consistente.

Por su parte, y como una ampliación de los modelos VAR, Bernanke, et al. (2005) sostienen que los VAR típicos utilizan conjuntos de información demasiado pequeños. Estos autores utilizan un Factor Aumentado del VAR (FAVAR) para incorporar una amplia gama de datos, eliminando así el problema de variables omitidas, que es otra de las críticas que se hace a los modelos VAR. Este enfoque tiene el inconveniente de que incorpora un elevado número de variables que en muchos casos tienen un alto grado de correlación entre sí, sin que esté justificada su incorporación por el gran volumen de error residual que introducen al modelo.

Si bien todas estas metodologías son adecuadas para realizar análisis a corto plazo bajo la hipótesis de mercados eficientes, en nuestro caso, al estar interesados en la respuesta a largo plazo ante un shock de política monetaria, vamos a optar por la metodología de vector autorregresivo estructural (SVAR), que nos permite ver de una forma sencilla la relación dinámica entre las variables objeto de estudio en cada caso, siendo una herramienta útil para resumir la información de los datos recogida en las propiedades del primer y segundo momento. El uso de vectores autorregresivos para el análisis de la política monetaria comenzó con el trabajo seminal de Sims (1980), siendo revisado por los trabajos de Leeper, et al. (1996), Rudebusch (1998) y Christiano, et al. (1999). Actualmente esta técnica de análisis ha sido ampliamente analizada, como podemos ver, a modo de ejemplo, en estudios detallados como los de Novales (2011) o Rubio-Ramírez, et al. (2010).

Un VAR es un sistema de ecuaciones simultáneas que nos permite analizar las interacciones entre las variables que lo componen, y que está formado por un sistema de ecuaciones de forma reducida, es decir, que los valores contemporáneos de la variable no aparecen como variable explicativa en las distintas ecuaciones, y sin restringir, y por tanto, aparece en cada una de las ecuaciones el mismo grupo de variables explicativas. De esta forma, cada variable queda explicada por sus propios valores retardados y los valores pasados del resto de variables del sistema, siendo otra característica importante de los VAR el hecho de que todas las variables que conforman el modelo son consideradas endógenas. Podemos pues considerar el VAR como una forma generalmente aceptada para analizar las relaciones entre un grupo de variables, obteniendo un vector autorregresivo estructural (SVAR) cuando introducimos en el modelo los valores contemporáneos de las variables.

Si recogemos las variables endógenas necesarias en un vector X_t , y teniendo en cuenta que podemos hacer caso omiso de las constantes sin pérdida de generalidad, podemos considerar la siguiente forma para un SVAR con un retardo:

$$AX_t = \Phi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde:

- A es una matriz que contiene los parámetros de las relaciones contemporáneas entre las variables endógenas del modelo;
- X_{t-1} es una matriz de las variables endógenas retardadas un período;
- Φ es una matriz que recoge los parámetros del modelo y
- ε_t representa los shocks estructurales, es decir, los elementos de este vector corresponden a los componentes de la variable endógena que no son explicados con el pasado de ese grupo de variables.

A la hora de calcular un modelo SVAR, tenemos que transformarlo en su forma reducida de VAR y para ello reescribimos (1) de la siguiente manera:

$$X_t = BX_{t-1} + C\varepsilon_t \quad (2)$$

Donde B es $A^{-1}\Phi$ y C es A^{-1} . Además vamos a definir Σ como la matriz de varianzas – covarianzas de los residuos de la forma reducida, es decir: $\Sigma = E [(C\varepsilon_t) (C\varepsilon_t)'] = C C'$.

Este VAR de primer orden planteado en las ecuaciones (1) y (2) nos resulta útil para aclarar el problema de identificación que tenemos. Si a modo de ejemplo consideramos un modelo con 2 variables endógenas, vemos que de la ecuación (2) se obtienen 7 coeficientes en las matrices B y Σ , pero como en la ecuación (1) tenemos 8 incógnitas tendremos que imponer una restricción adicional para poder identificar correctamente el sistema. En general, para un VAR de orden k con N variables, se tienen que identificar $(k+1)*N^2$ parámetros, y como sólo podemos estimar $kN^2 + N(N+1)/2$ parámetros, necesitamos $N(N-1)/2$ restricciones adicionales para identificar correctamente el sistema SVAR. Es decir, para un VAR con 2 variables necesitaríamos: $2(2-1)/2=1$ restricción adicional, siendo el orden del VAR independiente del número de restricciones a imponer. Estas restricciones que tenemos que añadir las desarrollaremos basándonos en la teoría económica y en la evidencia empírica, pudiendo considerarse su aplicación dentro del sistema a través de las siguientes formas:

Restricciones de exclusión sobre las respuestas contemporáneas, a través de dar el valor cero a los coeficientes de ajuste en la matriz A. En un VAR de dos variables, la restricción de exclusión que establecemos es que una variable no reacciona contemporáneamente a la otra variable del sistema. Esta restricción es idéntica a la que implicaría la descomposición de Cholesky que se utiliza para el cálculo del VAR. Cholesky establece que una matriz simétrica definida positiva puede ser descompuesta como el producto de una matriz triangular inferior y la traspuesta de la matriz triangular inferior, siendo la matriz triangular inferior el triángulo de Cholesky de la matriz original.

Restricciones de largo plazo. Siguiendo a Blanchard y Quah (1993), que asumen que la matriz A es igual a la identidad, estimamos una matriz de efectos permanentes dejando únicamente libre la triangular inferior (resto de elementos nulos). Esto supone que el segundo residuo no tiene efecto permanente sobre la primera variable, el tercero no tiene efecto permanente sobre la primera y segunda variable, y así sucesivamente. De este modo, la estimación de este modelo puede llevarse a cabo a través de una descomposición de Cholesky de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos. El modelo con una restricción de largo plazo consiste en una matriz de respuesta a largo plazo, denotado por D:

$$D = (I - B)^{-1}C \quad (3)$$

De donde se deduce que $DD' = (I - B)^{-1}CC'[(I - B)^{-1}]' = (I - B)^{-1}\Sigma[(I - B)^{-1}]'$, y por lo tanto, utilizando las estimaciones de B y Σ del VAR de forma reducida, se obtiene D, y por tanto $A^{-1} = C$

Las restricciones a corto plazo de exclusión en la matriz Φ . Como tercer tipo de restricciones, restringimos la matriz de realimentación en el primer retardo, es decir, restringimos la respuesta a corto plazo, con la imposición de que la primera variable no tiene un efecto a corto plazo sobre la segunda o, de manera equivalente, $\Phi_{21} = 0$, ya que cualquiera que sea el orden del VAR, las restricciones de retorno se imponen siempre en la matriz del primer retardo.

Cuando realizamos un estudio basado en la metodología VAR uno de los resultados principales que obtenemos, y que utilizaremos en esta tesis doctoral, son las Funciones Impulso – Respuesta (FIR). Con las FIR se pretende analizar el signo, la intensidad y la persistencia que cada una de las innovaciones tienen sobre las variables del modelo. Al realizar el análisis impulso-respuesta con el modelo VAR, estamos estudiando el comportamiento de las variables endógenas frente a un cambio estructural de alguna de ellas, ya que un shock en una variable en un periodo t , afectará a la propia variable y también se transmitirá al resto de las variables endógenas. Estas funciones están basadas en la representación de medias móviles, que es posible por las condiciones que se imponen en éstos. Así, siguiendo a Regúlez (2006), si consideramos $A^i = \Phi_i$, donde Φ_i es la i -ésima matriz de coeficientes de la representación de medias móviles de un proceso VAR(1), dicha matriz contiene las respuestas al impulso del sistema, de tal forma que el coeficiente $\Phi_{jk,i}$ de la matriz Φ_i representa la reacción de la variable j -ésima del sistema a un shock unitario de la variable k -ésima, i periodos después del shock, manteniendo que no hay otros shocks en el sistema del resto de variables ni otros shocks posteriores al impulso. La función impulso-respuesta sería la representación gráfica de los coeficientes $\Phi_{jk,i}$ para $i = 1, 2, \dots$

Para nuestro análisis, los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuesta, se estiman mediante la técnica de Bootstrap, a través de 1000 simulaciones, con el fin de acotar los efectos de los shocks sin imponer ninguna distribución a los errores del modelo. Habitualmente, tanto las funciones impulso respuesta como sus intervalos de confianza suelen graficarse para diferentes plazos de respuesta frente al impulso inicial. En todos los casos que planteemos lo haremos sobre 60 períodos y a través de intervalos de confianza al 90 y 68 por ciento que se consideran habituales en este tipo de estudios.

En resumen, la idea clave en los VAR es que podemos identificar los efectos de los shocks de política monetaria que impongamos a través únicamente de la identificación de dichos shocks (por ejemplo, de tipos de interés en el caso de analizar la política monetaria, como en nuestro caso), no requiriendo la identificación del resto del modelo macroeconómico, conduciéndonos a análisis empíricamente válidos para analizar las innovaciones en las variables del

modelo y ofreciendo una gran información estructural útil, sobre todo siendo un método tan simple.

No obstante, este tipo de análisis adolece de una serie de debilidades. Las críticas principales son las siguientes: en primer lugar, los investigadores no están de acuerdo sobre la estrategia adecuada para la identificación de los shocks de política monetaria como ya indicamos en la introducción de este apartado tal y como podemos observar en Christiano et al. (1999) y Bernanke y Mihov (1998). Una segunda crítica es que el enfoque VAR sólo aborda los efectos de los cambios no anticipados en la política monetaria, siendo éstos los efectos menores con respecto a la parte sistemática de la política monetaria, y no diciendo nada tampoco respecto a la regla de política monetaria utilizada por el Banco Central. El hecho de utilizar pocas variables para conservar grados de libertad hace que dispongamos en ocasiones de poca información. Esta escasez de información no puede abarcar la utilizada por los Bancos Centrales o por los participantes en los mercados financieros, que siguen cientos de series de datos. Una última crítica es respecto a las funciones de impulso respuesta ya que sólo se analizan para las variables incluidas en el modelo, que sólo son un pequeño subconjunto de las variables que se utilizan por los investigadores y los decisores de política económica. A pesar de todas estas críticas, y teniendo siempre presente las debilidades del modelo, podemos considerar esta metodología como la que mejor se ajusta a nuestras necesidades analíticas.

En los siguientes capítulos desarrollaremos distintas aplicaciones empíricas que nos permitirán, a través del uso de la metodología SVAR, analizar los efectos de la política monetaria sobre distintas variables financieras. En concreto en el siguiente capítulo se analiza la forma en que un shock de política monetaria repercute en los rendimientos de los mercados de activos financieros europeos, y en los dos siguientes se observará el impacto de este tipo de shocks sobre la aversión al riesgo y la incertidumbre en dichos mercados.

Capítulo 2

Respuesta de los rendimientos de los mercados de activos europeos a la Política Monetaria del BCE, y los efectos de la reciente crisis financiera

En las últimas décadas, hemos sido testigos de un gran número de cambios en los mercados financieros que han alterado el marco existente tanto desde el punto de vista internacional como nacional, tal como podemos ver pormenorizadamente en Rajan (2006). Todos los cambios producidos en la forma de realizar transacciones financieras, y consecuentemente en la toma de riesgos, han provocado que los decisores de política monetaria tengan que analizar la manera en que sus medidas afectan a dichos mercados en este nuevo entorno. Además, investigaciones recientes (Gambacorta, 2009; Bekaert et al, 2013; y Nave y Ruiz, 2013) sugieren que ambientes económicos favorables pueden promover la toma excesiva de riesgos, lo que en realidad puede hacer que el sistema financiero sea más frágil, por lo que desde la crisis financiera que comenzó a mediados de 2007, la política monetaria puede haber promovido la inestabilidad de los mercados financieros como se ha puesto de manifiesto en trabajos desarrollados por Altunbas et al, (2009a y 2010), Gambacorta y Marqués - Ibáñez (2011), y Mishkin, (2011)).

Podemos observar a lo largo de la literatura como el estudio de la neutralidad del dinero ha sido ampliamente debatida desde hace mucho tiempo, así, a modo de ejemplo, los trabajos de Rozeff (1974), Bernanke y Blinder (1992) y Christiano, et al. (1992, 1999, 2005) han realizado importantes aportaciones

a este respecto. Vemos en todos estos artículos cómo la política monetaria es capaz de alterar los mercados financieros a través de distintos mecanismos de transmisión, siendo uno de estos canales el del precio de los activos que, como ya vimos en el capítulo primero de esta tesis, está basado en la teoría del ciclo vital del consumo de Ando y Modigliani (1963) y la teoría de la q de Tobin (1969) sobre la inversión, de tal forma que el precio de las acciones afecta a la economía a través de los cambios en la riqueza financiera de los hogares y por la vía de la inversión a través de la capacidad de financiarse de las empresas. También, las decisiones de la política monetaria influyen en el mercado de valores cambiando las expectativas de los agentes sobre los tipos de interés reales y sobre los beneficios futuros.

En este contexto, el presente estudio se ha diseñado para analizar la relación entre la política monetaria y los precios de los activos en el mercado de renta variable español, alemán y europeo, antes y después del inicio de la crisis financiera. Este enfoque es la razón por la que la política monetaria de referencia es la realizada por el Banco Central Europeo (BCE) y el periodo de análisis está limitado por el inicio de la tercera fase de la Unión Económica y Monetaria en enero de 1999. Sin embargo, en el espíritu de Patelis (1997), no estamos interesados en la relación contemporánea entre la política monetaria y el precio de las acciones, sino en el efecto acumulativo a largo plazo de la política monetaria sobre dichos precios. Además, trataremos de determinar si existen asimetrías ante un cambio inesperado de los tipos de interés reales fijados por el Banco Central Europeo sobre distintos índices nacionales de mercados financieros. Por último, con este análisis pretendemos observar cómo la crisis ha influido en la forma en que la política monetaria desarrollada a través del BCE se ha trasladado a los rendimientos de los distintos índices bursátiles observados.

Entre las metodologías habituales aplicadas en este contexto, adoptamos el enfoque de VAR estructural como en Crowder (2006), ya que es la única que encaja con nuestro objetivo de investigación. Las metodologías alternativas, como la metodología de estudio de eventos (Bredin et al, 2009; Hardouvelis et al. 2006, y Fiordelisi et al., 2014) y el enfoque de heterocedasticidad (Rigobon, 2003; Rigobon y Sack, 2004; y Bohl et al., 2008) sólo son adecuados para

analizar el comportamiento del precio de las acciones en el entorno temporal de las intervenciones de la política monetaria. Naturalmente, la respuesta a corto plazo del mercado puede ser indicativa de la efectividad de las políticas a largo plazo (Aït-Sahalia et al., 2012), pero sólo eso. Por otra parte, las metodologías basadas en el análisis de regresión como las anteriores (Angeloni y Ehrmann, 2003a, y Napolitano, 2009) no evitan los problemas de endogeneidad entre los shocks de política monetaria y los precios de las acciones. En cambio, el VAR estructural es un método muy utilizado entre los macroeconomistas para analizar si los shocks monetarios tienen efectos reales, evitando los problemas de endogeneidad entre las variables, y la inclusión del precio de los activos en este tipo de modelos, junto con otras variables proxy de la economía subyacente puede ser útil para dar respuesta al problema de medición de los efectos específicos a largo plazo de la política monetaria en los mercados financieros. Otra aproximación interesante para hacer frente a los problemas de endogeneidad y variables omitidas es la presentada por D'Amico y Farka (2011), los cuales abordan el problema a través de la introducción de un conjunto de datos de alta frecuencia en el entorno de los anuncios de la FED, si bien en el caso que nos ocupa no sería adecuado por las variables utilizadas y el objetivo final de este capítulo.

La literatura que evalúa el impacto de la política monetaria en el precio de las acciones se centra principalmente en los mercados de EE.UU., como podemos ver en Patelis (1997), Thorbecke (1997), Ehrmann y Fratzscher (2004), Rigobon y Sack (2004), Bernanke y Kuttner (2005), Crowder (2006), Davig y Gerlach (2006), Chen (2007), Chuliá et al. (2010), Laopodis (2010), Rangel (2011) y Rosa, (2011), con las excepciones de Fiordelisi et al. (2014) , que miden un efecto “global”, y Angeloni y Ehrmann (2007), Bohl et al. (2008), Napolitano (2009), y Bredin et al. (2009) que se centran en los mercados europeos. No obstante, ninguno de los documentos que incluyen la política del BCE y de los mercados de la zona del euro tiene como objetivo analizar el efecto acumulativo a largo plazo de los shocks de política monetaria sobre los precios de las acciones. Por otro lado, sólo el trabajo de Fiordelisi et al. (2014) trata el período de la crisis financiera, aunque no se relaciona específicamente con la política del BCE y de los mercados de la zona del euro, centrándose además en la respuesta del mercado a corto plazo. Además, como su análisis

se limita al período de crisis financiera, no puede medir las diferencias, si las hubiere, de los efectos de la política monetaria sobre el precio de las acciones debido a la crisis económica.

Algunas de las aportaciones más relevantes en este campo son las desarrolladas por Crowder (2006), Napolitano (2006), Bohl et al. (2008) y Bredin et al. (2009). Así, Crowder (2006), analiza a través de un SVAR la respuesta de los mercados de valores ante una innovación de los tipos marcados por la Reserva Federal de Estados Unidos, encontrando que un shock de política monetaria conduce a cambios inmediatos y opuestos en los rendimientos de los mercados de renta variable en el mercado americano. Como variable de control utiliza un índice de precios, sin que se vean alterados los resultados del modelo bivalente. Realiza el SVAR bajo 2 tipos de restricciones, primero bajo una descomposición de Cholesky, en la que asume que la política monetaria responde a un shock de los mercados de valores con un período de retraso, y en segundo lugar bajo las restricciones de largo plazo establecidas en el modelo de Blanchard y Quah, suponiendo que las innovaciones en los mercados financieros no tienen efecto permanente en la política monetaria de la Reserva Federal. Por su parte, Napolitano (2006), a través de un modelo de Markov, analiza las asimetrías existentes en la política monetaria europea y su incidencia sobre países de distintos tamaños, en concreto realizan un estudio para once países y llegan a la conclusión de que los shocks de política monetaria afectan en mayor medida a los países más grandes que a los más pequeños.

Con el uso de otras metodologías destacamos los trabajos de Bohl et al. (2008), que mide la respuesta de los mercados de activos europeos ante un shock de política monetaria, utilizando para ello el enfoque de heterocedasticidad aplicado por Rigobon y Sack (2004) y Rigobon (2003), encontrando que existe una relación negativa y significativa entre ambas variables y el de Bredin et al. (2009) que a través de un estudio de eventos estudian cómo responden los mercados financieros del Reino Unido y de Alemania ante un shock de política monetaria. Descomponen los cambios en los tipos de interés en sus componentes esperados e inesperados, usando para ello un contrato de futuros de tipos de interés.

Centrándonos en nuestro caso, calcularemos cómo un shock de tipos de interés afecta al índice europeo STOXX50, como variable proxy del mercado de activos europeos, y si existen diferencias con respecto a la repercusión que tiene dicho shock sobre los índices bursátiles nacionales alemán, DAX30 y español IBEX35. En concreto, calcularemos cómo un shock de los tipos de interés reales, medidos como diferencia entre los tipos de interés nominales fijados por la autoridad monetaria y la tasa de inflación para la zona del euro, afecta a la rentabilidad de los índices antes mencionados, considerando para ello un periodo de análisis que abarca desde enero de 1999, fecha de la implantación del euro y de la política monetaria común en la eurozona a cargo del BCE, hasta diciembre de 2013. El periodo incluye dos sub-periodos definidos a partir del cambio estructural que provoca el inicio de la crisis financiera en agosto de 2007. El sub-periodo pre-crisis abarca los primeros 103 meses, mientras que el sub-periodo post-inicio de la crisis abarca los 77 meses siguientes. Introducimos también en nuestro análisis la tasa de crecimiento del PIB como variable de control del ciclo económico, e incluiremos también una variable que nos permita tener en consideración los efectos de la política monetaria de EE.UU sobre los mercados financieros de la eurozona.

Nuestro trabajo, además de comprobar los resultados que otros autores han obtenido para la zona del euro a través de distintas metodologías sobre los efectos de la política monetaria en los mercados de valores, nos va a permitir analizar en qué medida la crisis ha afectado la forma en que la política monetaria ha repercutido en dichos efectos, considerando la posibilidad de que los efectos hayan sido distintos entre países, estableciéndose asimetrías entre las distintas economías de la eurozona. Por tanto, este capítulo puede contribuir a la literatura anterior en dos sentidos: es la primera aportación enfocada en la medición del efecto acumulativo a largo plazo de los shocks de política monetaria del BCE sobre el precio de las acciones, y es la primera centrada en medir las diferencias de este efecto, en su caso, originadas por la reciente crisis financiera.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente manera: después de esta introducción, la sección 2 se dedica a presentar las variables utilizadas para medir los factores que conforman el modelo básico, indicando los datos originales utilizados, la fuente de donde se extraen y las transformaciones realizadas en los

mismos en su caso. En la sección 3 se exponen los principales resultados obtenidos a través de la aplicación de una metodología SVAR con cuatro variables. La sección 4 resume los principales resultados y se enuncian las conclusiones más relevantes.

2.1 Variables y datos utilizados

El periodo de análisis considerado en este trabajo abarca desde enero de 1999, fecha de la implantación del euro y de la política monetaria común en la eurozona a cargo del BCE, hasta diciembre de 2013, es decir, 180 datos de frecuencia mensual. El periodo incluye dos sub-periodos definidos a partir del cambio estructural que provoca el inicio de la crisis financiera en agosto de 2007. El sub-periodo pre-crisis abarca los primeros 103 meses, mientras que el sub-periodo post-inicio de la crisis abarca los 77 meses siguientes.

Los factores que intervienen en el análisis realizado han sido cuatro: la política monetaria desarrollada por el BCE, la política monetaria dirigida por la FED, la rentabilidad de distintos mercados financieros europeos y el ciclo económico de la eurozona. En este apartado analizaremos cómo hemos medido estos factores, describiremos las variables que hemos utilizado y las bases de datos de las que hemos obtenido la información básica requerida para nuestro análisis.

Para medir la política monetaria, tanto de la eurozona como de la reserva federal americana, hemos empleado el tipo de interés real en el último día del mes, calculado como la diferencia entre el tipo de interés oficial que determina la autoridad monetaria de forma nominal y la tasa de inflación. Ambos datos, tipo de interés oficial e inflación, los hemos obtenido de la página oficial del BCE (www.sdw.ecb.europa.eu) y de la FED (www.federalreserve.gov) respectivamente para Europa y para Estados Unidos.

Para medir el ciclo económico de la zona del euro utilizamos la tasa de crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB). Al no estar los datos disponibles con frecuencia mensuales, se ha procedido a su transformación con el software estadístico de Eurostat, ECOTRIM.

Para calcular la rentabilidad de los mercados de acciones utilizaremos el índice europeo STOXX50 como variable proxy del mercado de activos europeos, y para el análisis de si la política monetaria afecta de forma homogénea a los países de la eurozona hemos tomado, a modo de ejemplo, los índices bursátiles nacionales alemán, DAX30, y español, IBEX35. El dato mensual lo obtenemos del valor de los distintos índices el último día del mes, manteniendo una coherencia con los datos recogidos para los tipos nominales y la inflación. Sobre ellos hemos calculado la rentabilidad mensual en capitalización continua compuesta. Los datos se han obtenido de las páginas oficiales de Eurostoxx (www.stoxx.com), Dax (www.dax-indices.com) y en el caso del IBEX35, lo hemos extraído de Bolsas y Mercados Españoles (www.bolsasymercados.es).

2.2 Resultados para un SVAR de cuatro variables

Con el fin de analizar la relación entre las variables anteriormente descritas vamos a utilizar un modelo del tipo vector autorregresivo estructural (SVAR). Para ello, recogemos los cuatro factores endógenos a través de un vector $X_t = (ce_t, pm_{EEUU}, pm_{UE}, r_{\text{indices}})$, donde los distintos factores vienen medidos a través de las variables proxy descritas en la sección anterior: la tasa de crecimiento del PIB como indicador del ciclo económico (ce) utilizando en todos los casos el PIB correspondiente a la zona del euro, tratando de conseguir con esta incorporación el definir lo más claramente posible el shock que vamos a provocar, en este caso sobre los tipos de interés europeos; el tipo de interés oficial real como indicador de la orientación de la política monetaria en EE.UU (pm_{EEUU}) y en Europa (pm_{EU}) respectivamente, la rentabilidad de los índices STOXX50, DAX30 e IBEX35 como indicador de los rendimientos de la renta variable en Europa, Alemania y España (r_{indices}). El orden que hemos impuesto se hace teniendo en cuenta tanto la lógica económica avalada por la evidencia empírica como el objetivo final del análisis. Este orden permite que el indicador de los rendimientos de los distintos selectivos respondan instantáneamente a los shocks de la política monetaria, mientras que el ciclo económico y la política monetaria de EE.UU lo hacen con al menos un mes de retraso, lo que parece lógico desde un punto de vista económico.

Como hemos comentado en la introducción de este capítulo, tratamos de analizar cómo influye un shock de política monetaria en distintos índices bursátiles de la eurozona. Para ello en primer lugar vamos a desarrollar nuestro análisis a través de un SVAR bivariante en el que únicamente vamos a incluir las 2 variables objeto del análisis. Dentro de este primer estudio comprobaremos lo que ocurre en cada uno de los 3 períodos considerados. A continuación iremos incluyendo las otras 2 variables propuestas, ciclo económico y política monetaria estadounidense, analizando en cada una de las fases todos los períodos hasta alcanzar el VAR estructural de 4 variables.

Así, comenzamos nuestro estudio a través de un SVAR bivariante, tipos de interés reales de la eurozona y, de forma separada, los rendimientos de cada uno de los índices anteriormente descritos. Para los tres períodos analizados, los 4 criterios de selección del orden del VAR, Akaike, Hannan-Quinn, FPE y Schwarz, nos indican que el retardo óptimo es uno para todas las estimaciones que se van a realizar. Los resultados para un SVAR de 2 variables, en el que ordenamos primero los tipos de interés y luego la rentabilidad de los índices, con lo que recogemos el hecho de que los mercados de valores responden más rápidamente a la política monetaria que al contrario, y con un retardo, se muestran en forma de funciones impulso-respuesta (FIR) del SVAR en las figuras 1, 2 y 3, para los períodos precrisis, período total y período de crisis, respectivamente. En todas las FIR se incluyen los intervalos de confianza calculados al 90% por bootstrap con 1000 replicaciones y también el intervalo de confianza del 68% comúnmente utilizado en los análisis VAR calculado en las mismas condiciones. Los shocks, como es habitual, se han normalizado a una desviación estándar de la variable que proporciona el impulso.

Para el período precrisis, podemos observar en la figura 1, paneles A, B y C para el índice europeo, alemán y español respectivamente, cómo ante shocks de política monetaria los resultados no son significativos, ni para el intervalo de confianza del 90% ni para el del 68%. No obstante, a pesar de la no significatividad de los resultados, podemos observar el sentido de la respuesta al shock, que indica que ante un cambio no esperado de la política monetaria la respuesta de los mercados financieros desde el primer momento es de signo contrario, es decir, ante una política monetaria expansiva, plasmada en una rebaja de tipos de

interés, la rentabilidad del índice aumenta de forma inmediata. Por su parte, cuando analizamos la respuesta no acumulada, nos permite confirmar estos resultados del largo plazo para el corto plazo, siendo en este caso la respuesta significativa al 68% para los tres índices durante el primer período, momento en el que los resultados son los siguientes: ante un shock de política monetaria, la respuesta de signo contrario que se produce durante el primer período en los tres índices analizados es de 1,19% en el caso europeo, 1,52 puntos porcentuales en el caso alemán y 1,95% en el español.

Todos estos resultados se confirman cuando analizamos el modelo bivariante en los otros dos escenarios planteados. Es decir, existe una falta de significatividad en todos los resultados obtenidos tanto en el largo como en el corto plazo. Podemos observar en todas las FIR de los períodos considerados, Figura 2, paneles A, B y C para la muestra total y Figura 3, paneles A, B y C para el período de crisis, cómo ante un shock de política monetaria la respuesta que se produce en el largo plazo es de sentido contrario al shock. La única excepción a este efecto es el producido sobre el IBEX35 durante el período de crisis, que muestra una respuesta del mismo signo que el shock, pero por su falta de significatividad no entramos a comentar. Por su parte, en el corto plazo, podemos observar como la respuesta más importante se produce, para todas las FIR contempladas, durante el primer período siendo la respuesta de signo contrario, confirmando los resultados obtenidos por Crowder (2006) para EE.UU., los de Bohl et al. (2008) para Europa y Bredin et al. (2009) para Reino Unido y Alemania.

La siguiente variable que introducimos con el objeto de definir más correctamente el shock de la política monetaria desarrollada por el BCE es la que incorpora información del ciclo económico, en nuestro caso, como ya hemos comentado en el apartado anterior, tomamos la tasa de crecimiento del PIB para la zona del euro con cada uno de los 3 índices. Para el período precrisis, el SVAR calculado con un retardo óptimo de 2 para los tres casos considerados, nos ofrece los resultados que podemos ver en la figura 4, paneles A, B y C para STOXX, DAX e IBEX respectivamente. En los tres casos, podemos observar como la respuesta a un shock de tipos de interés reales por parte de los 3 índices es significativa al 68% durante todo el período considerado. Encontramos también

respuesta levemente significativa al 90% en el caso español durante los períodos 7 al 39.

Así, considerando el intervalo de confianza del 68% para los 3 índices, vemos que ante un shock de política monetaria, equivalente a 25,29, 25,34 y 25,09 puntos básicos respectivamente, es decir, de un cuarto de punto aproximadamente en todos los casos, la respuesta en los mercados financieros analizados se mantiene a largo plazo, alcanzando en el caso de STOXX50, tras 60 meses, un incremento del valor de la rentabilidad acumulada del 62,51%, en el DAX30 un valor de 75,73% y en el caso del IBEX35 de 59,57%. Con respecto al corto plazo, seguimos observando cómo sigue siendo durante el primer período cuando la respuesta al shock es más intensa, obteniendo, con una significatividad del 90%, los siguientes valores: para el selectivo europeo se produce un aumento de la rentabilidad del 13,05%, para el alemán el 19,46% y para el español un 12,92%.

Con esto datos, podemos ver cómo tanto en el corto como en el largo plazo el efecto sobre la bolsa alemana es más fuerte que en el español. Se observa además de forma clara, como la respuesta del selectivo español queda en ambos casos por debajo del europeo y la respuesta del alemán por encima, lo que pone de manifiesto una clara asimetría de los efectos de la política monetaria europea, tanto en el corto como en el largo plazo.

Cuando analizamos la muestra completa con un SVAR de tres variables, y dos retardos, Figura 5, paneles A, B y C, nos ocurre lo mismo que en el caso bivalente, es decir, no existe significatividad ni al 90 ni al 68% en ninguno de los 3 índices analizados, salvo en algún caso concreto y durante un breve período. En el caso del período que sólo comprende la crisis, Figura 6, paneles A, B y C, vemos como las respuestas pasan a ser significativas. Para el índice europeo ante un shock de política monetaria equivalente a 24,83 p.b., la respuesta acumulada tras 60 períodos es de un 31,83%. Para el índice alemán esta respuesta, de forma acumulada, alcanza un 52,67%, y en el caso español, la respuesta no es clara, ya que sufre subidas y bajadas a lo largo de los 60 períodos, momento en el que acumula una respuesta del 3,43%, si bien no es significativa.

En último lugar pasamos a analizar qué ocurre en nuestro análisis cuando introducimos los efectos de la política monetaria norteamericana, medida ésta a través de los tipos de interés reales establecidos por la FED, tal como se estableció en el apartado anterior. Para el período precrisis, el VAR lo realizamos con 2 retardos, óptimos en todos los casos (Tabla 1, panel A). En los 3 supuestos analizados los VAR son estables y no existe autocorrelación residual (Tabla 1, paneles B y C). En la Figura 7, panel A, observamos como ante un shock de tipos de interés del BCE, equivalente a 24,37 p.b., la respuesta de STOXX es inmediata, en sentido contrario al shock y significativo al 68% durante 60 períodos. En este período, el índice europeo acumula una variación de la rentabilidad, en sentido contrario al shock, del 48,61%. Con un intervalo de confianza del 90%, sólo es significativo durante 29 períodos, momento en el que suma un efecto acumulado del 60,70 por ciento. El efecto más importante es durante el primer período que, al 90%, llega a un valor máximo del 19,81%. En el panel B de la misma figura podemos ver cómo para Alemania el shock, de 24,49 p.b., tiene un efecto significativo también al 68% durante todo el intervalo analizado, llegando a acumular un valor del 59,73%. Al 90% de significatividad tenemos respuesta hasta el mes 14, donde llega a un valor acumulado del 64,03%. A corto plazo, la respuesta es del 27,11%, significativa al 90%. El VAR con 2 retardos así calculado es estable y sin autocorrelación en los residuos (Tabla 1, paneles A, B y C).

A continuación realizamos el análisis con las 4 variables, PIB UE, RERA USA, RERA UE e IBEX35. Los resultados de la FIR se muestran en la figura 7, panel C, donde vemos que ante un shock de tipos de interés, equivalente a 24,29 p.b., la respuesta a corto plazo mantiene la misma dirección que en el caso anterior y que tienen una respuesta máxima en el primer período de 16,43%, significativa al 90%. En el largo plazo la respuesta acumulada sólo es significativa al 68% durante 22 períodos, momento en el que acumula una respuesta del 33,64%.

Corroboramos con estos datos los que habíamos obtenido con el VAR bivalente, pero en este caso con resultados significativos. Con un nivel de significatividad del 68%, los cambios en la rentabilidad del índice alemán DAX30, son superiores a los que se observan en el español IBEX35, quedando éstos por debajo del

proxy europeo STOXX50, y aquéllos por encima de éste. En el corto plazo, un mes después de producirse el shock, vemos también como la respuesta, en este caso al 90% de significatividad, es superior en Alemania que en España.

Pasando ya a analizar la muestra total, observamos en la figura 8 como todos los shocks pasan a ser significativos al 90%, y durante todo el período de análisis. Todos los VAR han sido calculados con 2 retardos según queda recogido en la Tabla 2, Panel A, y en todos los casos el VAR es estable y no existe autocorrelación residual (Tabla 2, Paneles B y C). En el panel A de la figura 8 podemos ver cómo un shock de política monetaria, equivalente a 25,86 p.b., provoca una respuesta en la rentabilidad del índice europeo STOXX50, que acumula una respuesta, en sentido contrario al shock, tras 60 períodos del 60,45%. En el corto plazo, vemos como la respuesta es inmediata, alcanzando un valor máximo en el primer período del 15,13%. En el Panel B de la Figura 8 analizamos cómo un shock de tipos de interés por parte del BCE, que suponen 25,92 p.b., conduce a una variación acumulada tras 60 períodos en el selectivo alemán de 62,78%. La respuesta en el primer período es de 19,58%, también con una significatividad del 90%. En el caso español en el panel C vemos cómo ante un shock de tipos equivalente a 25,90 p.b., provoca una respuesta acumulada de 40,15% en el IBEX35 en los 60 períodos analizados (significativo al 68%). La respuesta sólo es significativa al 90% durante 23 períodos, momento en que acumula una variación en la rentabilidad del índice de 37,83%. El efecto que se produce tras un primer período, significativo al 90%, es del 12,71%.

Por último analizamos el período de crisis que se inicia en agosto de 2007. En este caso con las 4 variables que estamos utilizando, obtenemos que el retardo óptimo para los 3 VAR que vamos a analizar es de 2 siguiendo los criterios de Schwartz y Hannan-Quinn (Tabla 3, Panel A). Vemos también en la tabla 3, paneles B y C, que los 3 VAR son estables y que los residuos no presentan autocorrelación. En la figura 9, panel A, vemos cómo un shock de política monetaria equivalente a 25,03 p.b., conduce a una respuesta acumulada en la rentabilidad del índice europeo STOXX50 del 65,72% tras 60 períodos y con un intervalo de confianza del 90%. El valor en el primer período, el máximo obtenido, es del 10,31%, si bien sólo es significativo al 68%. En el panel B

podemos analizar el caso alemán que, ante un shock de 24,95 p.b., la respuesta acumulada, significativa al 90%, es del 70,08%, y la respuesta a corto plazo, también significativa al 90%, es del 12,67%. A la hora de analizar el caso español, panel C, observamos como ante un impacto de los tipos de interés reales de 25,11 p.b., los resultados que obtenemos evidencian una respuesta, tanto en el corto como en el largo plazo en el sentido esperado, contraria por tanto al shock, y que en concreto se traduce en una reacción máxima de 8,46%, en el período uno, significativa al 68%, y en una respuesta acumulada que alcanza un cambio en la rentabilidad del índice español IBEX35 del 40,51%, aunque con una significatividad del 68%. El intervalo significativo al 90% llega hasta el período 16, acumulando un valor de 44,79%.

Los resultados que obtenemos en los 2 últimos períodos considerados, muestra total y post-crisis, confirman los obtenidos en el período precrisis, es decir, que ante un shock de política monetaria puesto de manifiesto a través de un cambio no esperado en los tipos de interés reales de un cuarto de punto, provocan una respuesta tanto en el corto como en el largo plazo que es superior en Alemania que en España, y que en el primer caso se encuentra por encima del índice europeo, y en el segundo caso por debajo del mismo.

2.3 Conclusiones

Con este capítulo, tal como planteábamos en la introducción del mismo tratábamos de responder 2 cuestiones, en primer lugar, averiguar cuál es el efecto a largo plazo de la política monetaria desarrollada por el BCE sobre la rentabilidad de la renta variable en su área de influencia directa y si existían asimetrías en los efectos que se producían sobre los índices analizados. En segundo lugar hemos intentado comprobar si la crisis financiera sufrida en Europa ha alterado la forma en que estos efectos del largo plazo se han trasladado a los índices estudiados.

Para responder a estas preguntas hemos utilizado un modelo VAR estructural de cuatro variables, las dos directamente involucradas en el análisis, la política

monetaria del BCE y la rentabilidad de tres índices de valores de renta variable, el alemán DAX30, el español IBEX35, y el índice europeo STOXX50 como índice representativo de la zona del euro. Para definir mejor el shock de la política monetaria europea hemos añadido otras dos variables, el PIB de la zona del euro, y la política monetaria desarrollada por la FED.

Nuestros resultados, que se presentan de forma resumida en la tabla 4, muestran que la política monetaria del BCE juega un papel importante en las rentabilidades de los mercados de valores de la zona, tanto en el corto como en el largo plazo. Así, ante un impulso de 25 puntos básicos de los tipos de interés reales podemos observar como la rentabilidad de los índices pueden acumular una respuesta de más del 60% en algunos de los períodos considerados. Sobre estos resultados se han realizado análisis de robustez sustituyendo las medidas de la política monetaria, tanto europea como estadounidense y de la variable de ciclo económico, obteniéndose confirmación de los datos obtenidos.

Como pretendíamos comprobar, vemos la existencia de un comportamiento asimétrico en la respuesta de los mercados de valores alemán y español ante un shock del BCE. Así, tomando como referencia el índice representativo del mercado de valores europeo STOXX50, observamos como en todos los períodos analizados, la respuesta a largo plazo del índice alemán está siempre por encima del europeo y la respuesta acumulada del índice español se sitúa siempre varios puntos porcentuales por debajo del europeo de referencia. Estas respuestas además tienen un nivel de significatividad mayor y durante más tiempo en el caso alemán que en el español. También al analizar el corto plazo, vemos como la respuesta, transcurrido un mes desde el shock, es superior en la rentabilidad del índice alemán que en el español para todos los casos analizados.

Por otro lado, vemos en nuestros resultados cómo los efectos de la política monetaria del BCE, no se han visto alterados como consecuencia de la reciente crisis financiera, como podemos observar al obtener datos similares en las muestras pre y post-crisis, así como al unir ambas submuestras y analizar todo el período. Podemos con ello concluir que tanto en el período de

crisis como el período de estabilidad económica, la política monetaria influye de forma asimétrica sobre la rentabilidad de los activos de renta variable alemanes y españoles, siendo más fuerte la respuesta ante un shock de tipos de interés sobre los primeros que sobre los segundos.

ANEXO A. TABLAS

TABLA 1. VAR de 4 Variables. Período precrisis.

PANEL A. Determinación del retardo óptimo, señalado con un asterisco, siguiendo los criterios de Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) y Hannan-Quinn (HQ).

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	6.48e-05	1.706863	2.148332	1.884968
2	2.94e-05	0.913844	1.796783*	1.270055*
3	2.66e-05*	0.810405*	2.134815	1.344722
4	2.87e-05	0.879764	2.645643	1.592186
5	3.48e-05	1.055370	3.262719	1.945898
6	4.06e-05	1.188099	3.836918	2.256733
7	5.02e-05	1.370077	4.460365	2.616816
8	5.78e-05	1.468123	4.999881	2.892967
9	5.15e-05	1.294203	5.267432	2.897154
10	5.06e-05	1.202298	5.616996	2.983354
11	5.07e-05	1.110106	5.966274	3.069268
12	4.70e-05	0.912512	6.210150	3.049779

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	1.073738	11.42243	11.86390	11.60053
2	0.482425	10.62076	11.50370*	10.97697*
3	0.427073*	10.49453*	11.81894	11.02884
4	0.458671	10.55732	12.32320	11.26974
5	0.546801	10.71868	12.92603	11.60921
6	0.641476	10.85646	13.50528	11.92509
7	0.819947	11.07058	14.16086	12.31731
8	0.970543	11.19621	14.72797	12.62105
9	0.800367	10.94624	14.91947	12.54919
10	0.798387	10.86934	15.28404	12.65040
11	0.782382	10.75372	15.60989	12.71288
12	0.743772	10.58217	15.87981	12.71944

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	0.699846	10.99439	11.43586	11.17249
2	0.297705	10.13804	11.02097*	10.49425*
3	0.278043*	10.06535	11.38976	10.59966
4	0.280206	10.06451*	11.83039	10.77693
5	0.314385	10.16521	12.37256	11.05574
6	0.362644	10.28611	12.93493	11.35474
7	0.467893	10.50958	13.59986	11.75631
8	0.570478	10.66483	14.19659	12.08967
9	0.521502	10.51788	14.49111	12.12084
10	0.526735	10.45345	14.86815	12.23450
11	0.510545	10.32685	15.18302	12.28602
12	0.489834	10.16450	15.46214	12.30177

TABLA 1. PANEL B. Análisis de la estabilidad del VAR a través del análisis de las raíces del polinomio característico. Se entiende que el VAR es estable si todas las raíces son menores que la unidad.

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Root	Modulus
0.976159	0.976159
0.944693 - 0.067428i	0.947097
0.944693 + 0.067428i	0.947097
0.758036	0.758036
-0.286437 - 0.285437i	0.404377
-0.286437 + 0.285437i	0.404377
0.357066	0.357066
0.177167	0.177167

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Root	Modulus
0.976776	0.976776
0.942937 - 0.065967i	0.945242
0.942937 + 0.065967i	0.945242
0.762194	0.762194
-0.285482 - 0.279227i	0.399334
-0.285482 + 0.279227i	0.399334
0.374198	0.374198
0.178450	0.178450

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Root	Modulus
0.972562	0.972562
0.946775 - 0.065170i	0.949015
0.946775 + 0.065170i	0.949015
0.778599	0.778599
-0.237224 - 0.394935i	0.460705
-0.237224 + 0.394935i	0.460705
0.272353	0.272353
0.114794	0.114794

TABLA 1. PANEL C. Análisis de la autocorrelación de los residuos a través de un test Portmanteau.

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	4.659813	NA*	4.706411	NA*	NA*
2	32.59917	NA*	33.21020	NA*	NA*
3	46.79762	0.0195	47.84330	0.0153	29
4	62.64795	0.0419	64.34725	0.0306	45
5	75.62370	0.0985	77.99882	0.0702	61
6	88.40746	0.1760	91.58997	0.1227	77
7	99.05769	0.3144	103.0333	0.2239	93
8	128.6268	0.0965	135.1460	0.0455	109
9	142.4353	0.1363	150.3054	0.0612	125
10	162.3172	0.1057	172.3720	0.0372	141
11	179.2943	0.1074	191.4241	0.0319	157
12	230.8187	0.0022	249.8957	0.0001	173

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	4.965459	NA*	5.015114	NA*	NA*
2	34.27745	NA*	34.91926	NA*	NA*
3	46.84117	0.0193	47.86759	0.0152	29
4	61.59750	0.0505	63.23243	0.0376	45
5	74.80201	0.1102	77.12468	0.0797	61
6	88.11750	0.1816	91.28114	0.1273	77
7	101.8206	0.2495	106.0047	0.1683	93
8	126.9385	0.1153	133.2833	0.0570	109
9	141.2245	0.1523	148.9668	0.0708	125
10	159.9380	0.1313	169.7367	0.0499	141
11	176.5276	0.1364	188.3540	0.0445	157
12	227.2724	0.0035	245.9407	0.0002	173

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	4.838264	NA*	4.886647	NA*	NA*
2	30.05109	NA*	30.60882	NA*	NA*
3	39.24612	0.0970	40.08533	0.0826	29
4	62.05674	0.0466	63.83660	0.0337	45
5	80.20743	0.0502	82.93264	0.0324	61
6	101.8504	0.0306	105.9425	0.0160	77
7	112.8083	0.0795	117.7165	0.0427	93
8	135.8570	0.0416	142.7478	0.0166	109
9	145.2899	0.1036	153.1035	0.0445	125
10	168.8588	0.0548	179.2624	0.0162	141
11	181.5509	0.0875	193.5058	0.0252	157
12	236.7970	0.0009	256.2007	0.0000	173

TABLA 2. VAR 4 variables. Muestra total.

PANEL A. Determinación del retardo óptimo, señalado con un asterisco, siguiendo los criterios de Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) y Hannan-Quinn (HQ).

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-282.3131	NA	0.000410	3.551346	3.848867	3.672094
2	-145.2366	261.0981*	9.70e-05*	2.109959*	2.705000*	2.351456*
3	-132.2035	24.20435	0.000101	2.145279	3.037840	2.507524
4	-118.3935	24.98951	0.000103	2.171351	3.361432	2.654344
5	-112.1750	10.95631	0.000116	2.287798	3.775400	2.891539
6	-104.0894	13.86100	0.000128	2.382017	4.167139	3.106507
7	-96.05160	13.39639	0.000142	2.476805	4.559447	3.322043
8	-84.58726	18.56132	0.000150	2.530801	4.910964	3.496787
9	-71.64252	20.34173	0.000157	2.567173	5.244856	3.653907
10	-56.87771	22.49876	0.000161	2.581877	5.557081	3.789360
11	-45.69019	16.51491	0.000173	2.639169	5.911893	3.967400
12	-34.65318	15.76716	0.000186	2.698252	6.268497	4.147231

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-1085.309	NA	5.808677	13.11083	13.40835	13.23157
2	-947.3869	262.7094*	1.360902*	11.65937*	12.25441*	11.90086*
3	-933.4445	25.89302	1.395607	11.68386	12.57642	12.04611
4	-920.9267	22.65116	1.456631	11.72532	12.91540	12.20831
5	-915.6122	9.363706	1.657906	11.85253	13.34013	12.45627
6	-906.8675	14.99085	1.813506	11.93890	13.72402	12.66339
7	-899.2235	12.74005	2.012590	12.03837	14.12102	12.88361
8	-888.1889	17.86558	2.148605	12.09749	14.47765	13.06347
9	-873.9147	22.43083	2.211145	12.11803	14.79572	13.20477
10	-859.0240	22.69056	2.263698	12.13124	15.10644	13.33872
11	-846.5769	18.37430	2.391707	12.17353	15.44626	13.50177
12	-832.7918	19.69297	2.493848	12.19990	15.77015	13.64888

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-1077.037	NA	5.263884	13.01234	13.30986	13.13309
2	-939.8119	261.3806	1.243549*	11.56919*	12.16423*	11.81069*
3	-927.6891	22.51378	1.303187	11.61535	12.50791	11.97759
4	-912.1618	28.09693*	1.312301	11.62097	12.81106	12.10397
5	-905.4118	11.89296	1.468324	11.73109	13.21869	12.33483
6	-893.3062	20.75233	1.543138	11.77746	13.56258	12.50194
7	-887.0836	10.37109	1.741766	11.89385	13.97649	12.73909
8	-879.2508	12.68171	1.931723	11.99108	14.37124	12.95707
9	-866.2204	20.47620	2.017607	12.02643	14.70412	13.11317
10	-852.9162	20.27317	2.104940	12.05853	15.03373	13.26601
11	-842.2797	15.70143	2.272431	12.12238	15.39510	13.45061
12	-832.5985	13.83032	2.488115	12.19760	15.76785	13.64658

Tabla 2. PANEL B. Análisis de la estabilidad del VAR a través del análisis de las raíces del polinomio característico. Se entiende que el VAR es estable si todas las raíces son menores que la unidad.

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Root	Modulus
0.942366 - 0.035077i	0.943019
0.942366 + 0.035077i	0.943019
0.903771 - 0.110880i	0.910547
0.903771 + 0.110880i	0.910547
0.403231	0.403231
-0.012686 - 0.375735i	0.375949
-0.012686 + 0.375735i	0.375949
-0.135668	0.135668

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Root	Modulus
0.941425 - 0.033908i	0.942035
0.941425 + 0.033908i	0.942035
0.903426 - 0.109757i	0.910069
0.903426 + 0.109757i	0.910069
0.420349	0.420349
-0.002076 - 0.313627i	0.313634
-0.002076 + 0.313627i	0.313634
-0.162617	0.162617

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Root	Modulus
0.942680 - 0.035479i	0.943348
0.942680 + 0.035479i	0.943348
0.901993 - 0.109329i	0.908594
0.901993 + 0.109329i	0.908594
0.412366	0.412366
-0.037664 - 0.381823i	0.383676
-0.037664 + 0.381823i	0.383676
-0.088391	0.088391

2. PANEL C. Análisis de la autocorrelación de los residuos a través de un test Portmanteau.

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	9.300896	NA*	9.353444	NA*	NA*
2	19.87112	NA*	20.04378	NA*	NA*
3	42.48322	0.0508	43.04352	0.0451	29
4	60.44158	0.0618	61.41471	0.0522	45
5	67.48621	0.2652	68.66295	0.2338	61
6	78.93820	0.4174	80.51443	0.3697	77
7	88.68538	0.6073	90.66061	0.5493	93
8	107.0481	0.5350	109.8874	0.4582	109
9	120.6971	0.5921	124.2633	0.5018	125
10	132.9011	0.6743	137.1938	0.5749	141
11	154.2583	0.5469	159.9578	0.4194	157
12	223.1472	0.0061	233.8266	0.0014	173

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	9.786102	NA*	9.841391	NA*	NA*
2	21.30740	NA*	21.49361	NA*	NA*
3	41.18020	0.0664	41.70709	0.0597	29
4	58.11358	0.0908	59.02974	0.0783	45
5	64.65462	0.3503	65.75983	0.3155	61
6	76.07019	0.5085	77.57362	0.4602	77
7	87.19988	0.6500	89.15891	0.5935	93
8	105.0026	0.5905	107.7994	0.5145	109
9	118.2932	0.6516	121.7978	0.5644	125
10	131.1073	0.7135	135.3747	0.6178	141
11	152.1980	0.5933	157.8546	0.4658	157
12	220.4548	0.0086	231.0456	0.0021	173

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	9.815202	NA*	9.870655	NA*	NA*
2	19.99963	NA*	20.17081	NA*	NA*
3	39.75328	0.0881	40.26310	0.0797	29
4	61.36310	0.0526	62.36970	0.0440	45
5	69.73086	0.2074	70.97930	0.1793	61
6	86.55320	0.2138	88.38847	0.1764	77
7	94.24774	0.4444	96.39799	0.3840	93
8	113.1906	0.3725	116.2323	0.3000	109
9	126.5389	0.4447	130.2915	0.3549	125
10	139.5628	0.5184	144.0906	0.4120	141
11	154.6544	0.5380	160.1762	0.4146	157
12	221.2746	0.0077	231.6123	0.0019	173

TABLA 3. VAR de 4 variables. CRISIS.

PANEL A. Determinación del retardo óptimo, señalado con un asterisco, siguiendo los criterios de Error de Predicción Final (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) y Hannan-Quinn (HQ).

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	0.000751	4.157208	4.692442	4.368392
2	0.000116	2.283802	3.354270*	2.706170*
3	0.000123	2.328970	3.934672	2.962523
4	0.000127	2.341058	4.481993	3.185794
5	0.000156	2.503976	5.180145	3.559897
6	0.000199	2.681962	5.893365	3.949066
7	0.000175	2.461846	6.208482	3.940134
8	0.000230	2.600981	6.882852	4.290454
9	0.000190	2.224581	7.041685	4.125237
10	0.000175	1.883839	7.236177	3.995679
11	8.98e-05*	0.861547	6.749119	3.184571
12	9.19e-05	0.387710*	6.810516	2.921919

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	8.074513	13.43960	13.97483	13.65078
2	1.322535	11.62604	12.69651*	12.04841*
3	1.406676	11.67561	13.28131	12.30916
4	1.522809	11.73078	13.87172	12.57552
5	1.754671	11.83137	14.50754	12.88729
6	2.208646	11.99748	15.20888	13.26458
7	2.180531	11.89050	15.63714	13.36879
8	2.983127	12.07013	16.35200	13.75960
9	2.375520	11.65620	16.47330	13.55685
10	2.294424	11.36473	16.71707	13.47657
11	1.063923*	10.24155	16.12913	12.56458
12	1.592710	10.14794*	16.57075	12.68215

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
1	12.23716	13.85536	14.39060	14.06655
2	2.227239	12.14725	13.21772*	12.56962*
3	2.329550	12.18005	13.78575	12.81360
4	2.331126	12.15658	14.29751	13.00131
5	3.057154	12.38658	15.06274	13.44250
6	3.468651	12.44886	15.66027	13.71597
7	3.494885	12.36224	16.10887	13.84052
8	4.765142	12.53848	16.82035	14.22796
9	4.972245	12.39485	17.21195	14.29551
10	2.952943	11.61705	16.96939	13.72889
11	1.752686*	10.74074	16.62831	13.06376
12	2.724789	10.68489*	17.10770	13.21910

TABLA 3. PANEL B. Análisis de la estabilidad del VAR a través del análisis de las raíces del polinomio característico. Se entiende que el VAR es estable si todas las raíces son menores que la unidad.

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Root	Modulus
0.951453	0.951453
0.917598 - 0.146529i	0.929224
0.917598 + 0.146529i	0.929224
0.709818 - 0.157638i	0.727112
0.709818 + 0.157638i	0.727112
0.004763 - 0.608448i	0.608467
0.004763 + 0.608448i	0.608467
-0.117315	0.117315

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Root	Modulus
0.951724	0.951724
0.917515 - 0.147187i	0.929245
0.917515 + 0.147187i	0.929245
0.710254 - 0.148657i	0.725645
0.710254 + 0.148657i	0.725645
0.029907 - 0.579147i	0.579918
0.029907 + 0.579147i	0.579918
-0.147224	0.147224

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Root	Modulus
0.951105	0.951105
0.921249 - 0.145397i	0.932653
0.921249 + 0.145397i	0.932653
0.695502 - 0.162910i	0.714326
0.695502 + 0.162910i	0.714326
-0.006848 - 0.482752i	0.482801
-0.006848 + 0.482752i	0.482801
-0.106334	0.106334

TABLA 3. PANEL C. Análisis de la autocorrelación de los residuos a través de un test Portmanteau.

Caso europeo. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, STOXX50.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	13.48844	NA*	13.67071	NA*	NA*
2	19.09838	NA*	19.43435	NA*	NA*
3	38.32332	0.1153	39.46033	0.0932	29
4	53.74466	0.1743	55.75048	0.1308	45
5	70.44572	0.1910	73.64448	0.1285	61
6	88.44235	0.1754	93.20603	0.1008	77
7	105.1347	0.1835	111.6167	0.0915	93
8	133.8514	0.0532	143.7623	0.0144	109
9	150.4787	0.0600	162.6569	0.0133	125
10	160.8080	0.1215	174.5753	0.0288	141
11	176.6156	0.1354	193.0999	0.0264	157
12	199.4556	0.0821	220.2904	0.0087	173

Caso alemán. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, DAX30.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	13.29405	NA*	13.47370	NA*	NA*
2	18.79541	NA*	19.12578	NA*	NA*
3	38.52696	0.1111	39.67947	0.0893	29
4	52.19127	0.2146	54.11361	0.1656	45
5	67.33601	0.2693	70.34012	0.1934	61
6	87.00227	0.2042	91.71649	0.1209	77
7	104.4258	0.1965	110.9336	0.0990	93
8	132.1798	0.0649	142.0015	0.0185	109
9	142.7233	0.1327	153.9827	0.0401	125
10	151.1562	0.2642	163.7130	0.0925	141
11	168.6856	0.2479	184.2554	0.0676	157
12	190.3005	0.1746	209.9873	0.0289	173

Caso español. Variables endógenas: PIB UE, RERA USA, RERA UE, IBEX35.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	14.45355	NA*	14.64887	NA*	NA*
2	23.17473	NA*	23.60898	NA*	NA*
3	42.34181	0.0523	43.57469	0.0403	29
4	58.80937	0.0811	60.97000	0.0564	45
5	72.54777	0.1479	75.68971	0.0976	61
6	86.22467	0.2210	90.55591	0.1385	77
7	105.1163	0.1838	111.3923	0.0939	93
8	128.7224	0.0956	137.8170	0.0324	109
9	147.1085	0.0861	158.7103	0.0224	125
10	160.8529	0.1210	174.5693	0.0288	141
11	171.5847	0.2015	187.1455	0.0505	157
12	195.2044	0.1187	215.2643	0.0160	173

TABLA 4. Cuadro resumen del SVAR de 4 variables. PIB de la zona del euro, RERA USA, RERA UE y los 3 índices, STOXX50, DAX30 e IBEX35, para cada uno de los 3 períodos considerados.

	STOXX	DAX	IBEX
PRECRISIS	48,61% (1-60)*	59,73% (1-60)*	33,64% (1-22)*
	60,70% (1-29)**	64,03% (1-14)**	n/s al 90%
	19,81% (1)**	27,11% (1)**	16,43% (1)**
TOTAL	60,45% (1-60)**	62,78% (1-60)**	37,83% (1-23)**
	15,13% (1)**	19,58% (1)**	12,71% (1)**
CRISIS	65,72% (1-60)**	70,08% (1-60)**	44,79% (1-16)**
	10,31% (1)**	12,67% (1)**	8,46% (1)*

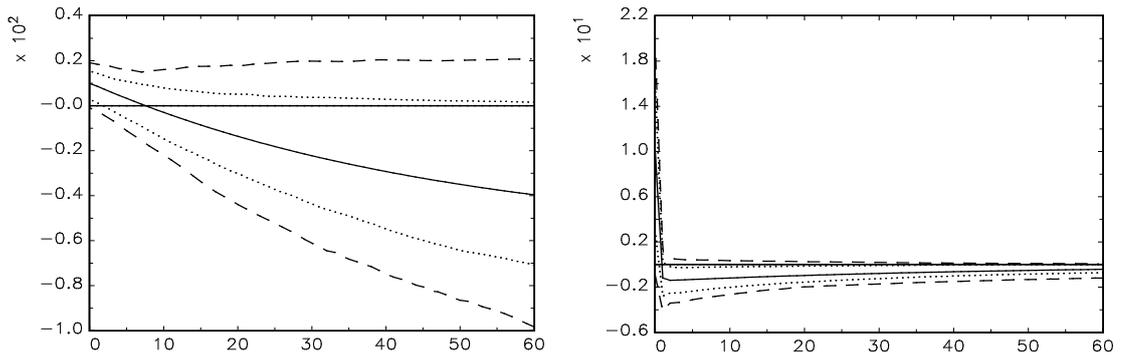
*Significativo al 68%.

**Significativo al 90%.

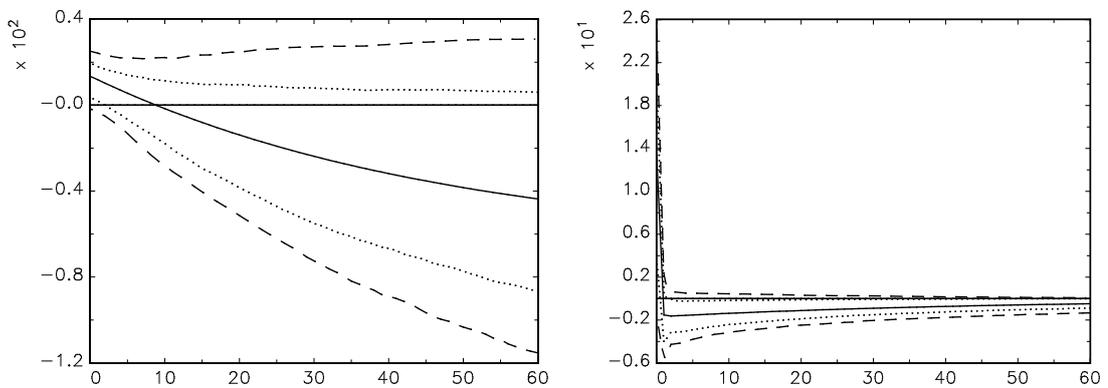
ANEXO B. FIGURAS

FIGURA 1. SVAR bivalente con RERA UE y los 3 índices. Período precrisis.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

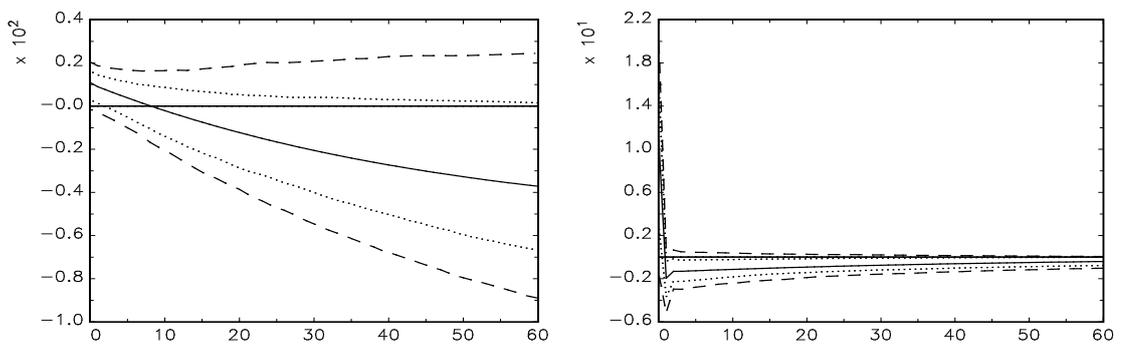
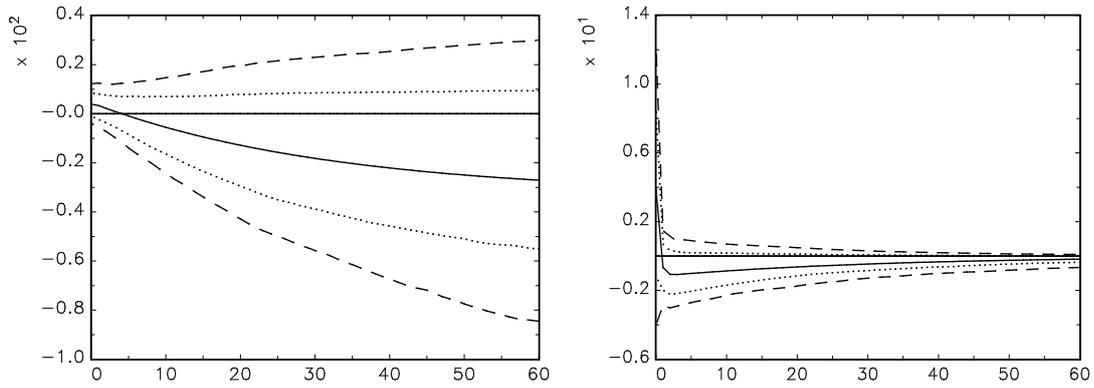
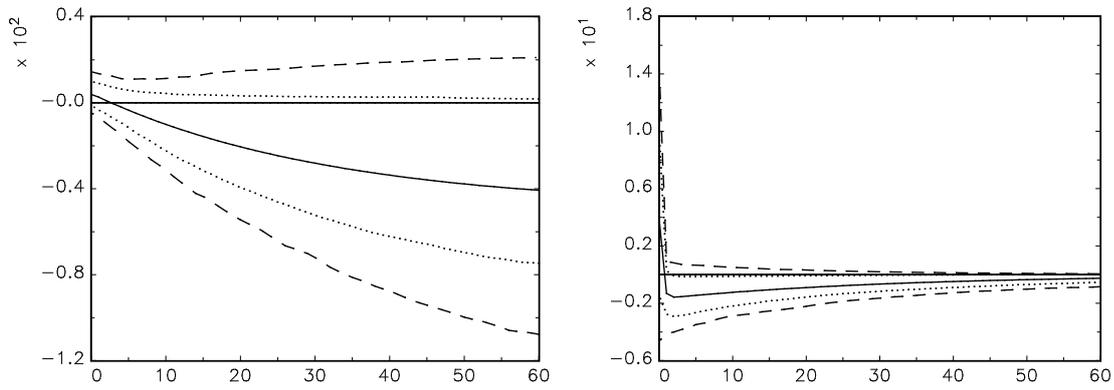


FIGURA 2. SVAR bivalente con RERA UE y los 3 índices. Muestra total.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

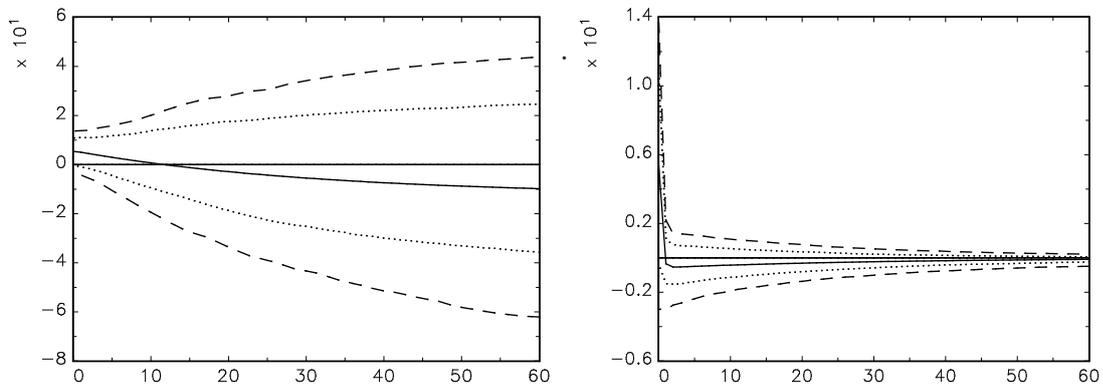
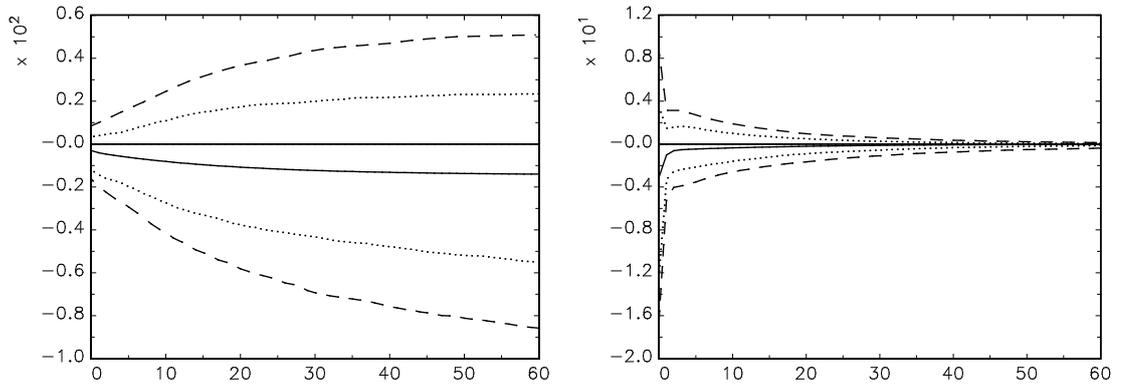
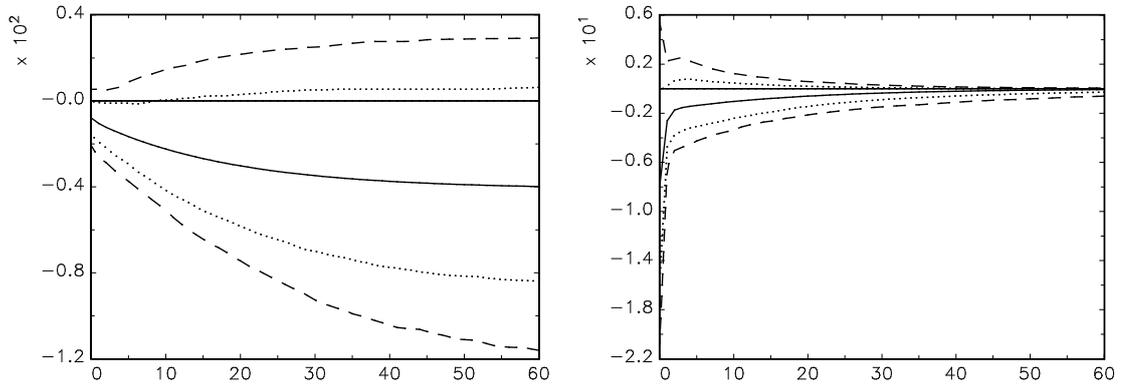


FIGURA 3. SVAR bivalente con RERA UE y los 3 índices. Período de crisis.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

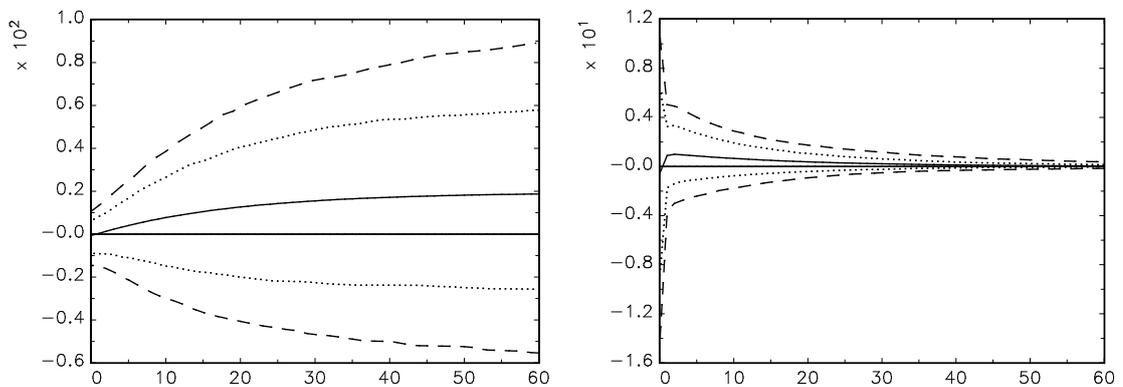
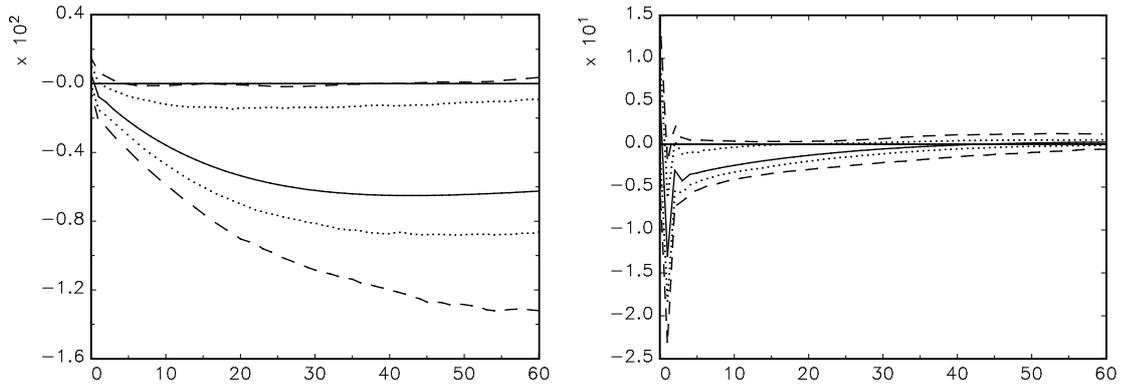
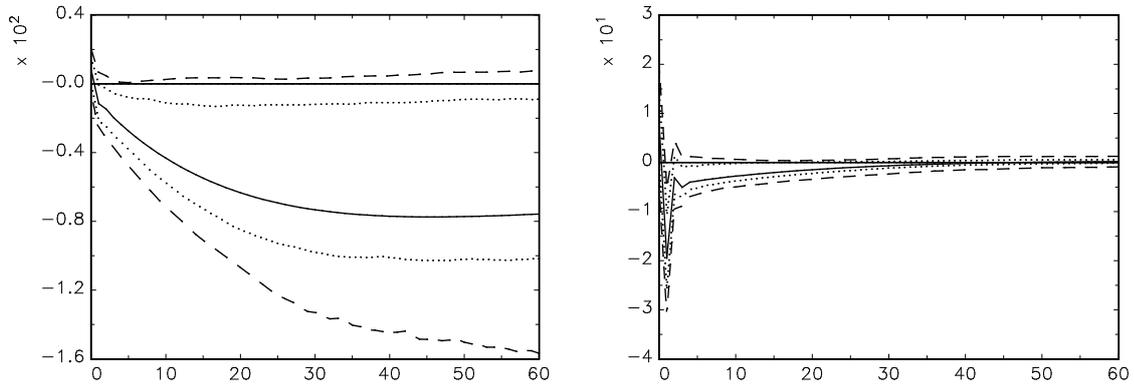


FIGURA 4. SVAR de tres variables con PIB de la zona del euro, RERA UE y los 3 índices. Período Precrisis.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

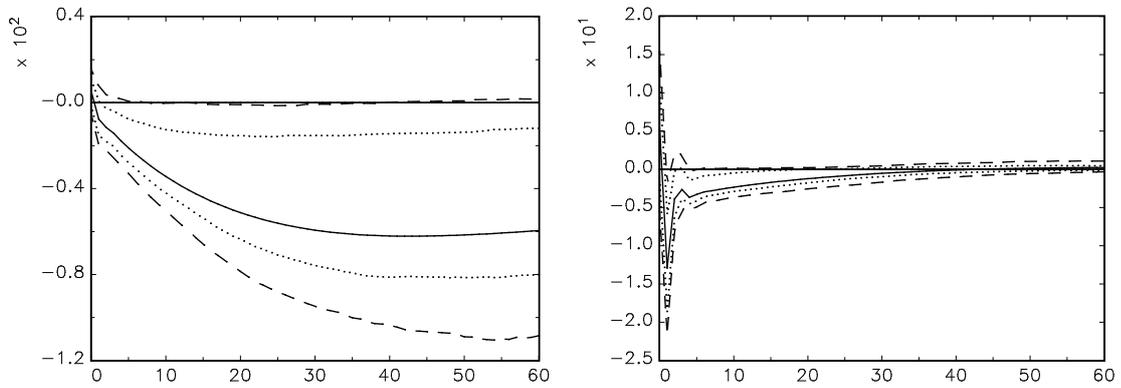
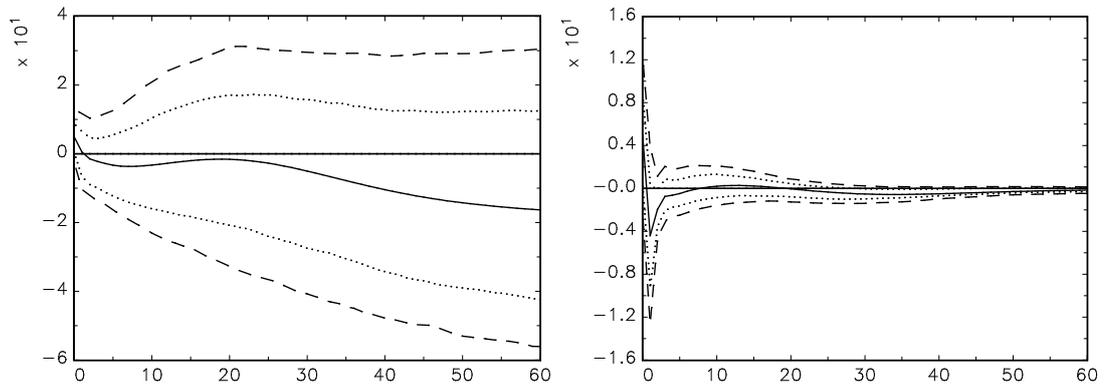
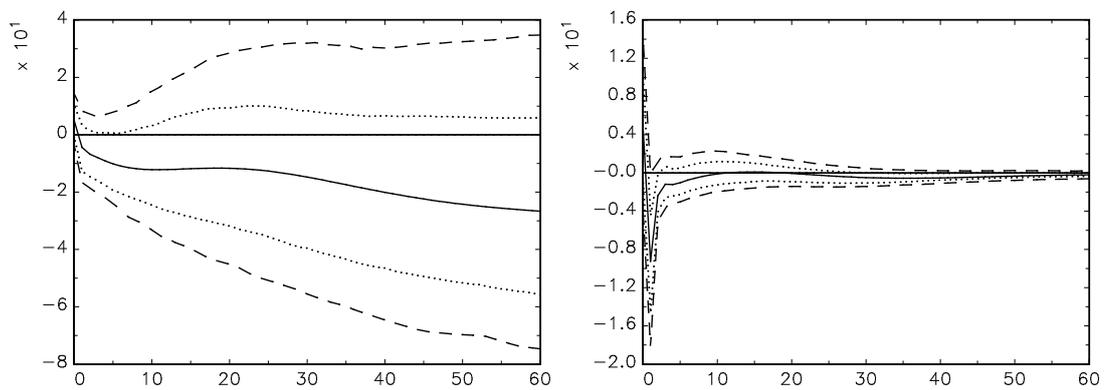


FIGURA 5. SVAR de tres variables con PIB de la zona del euro, RERA UE y los 3 índices. Muestra total.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

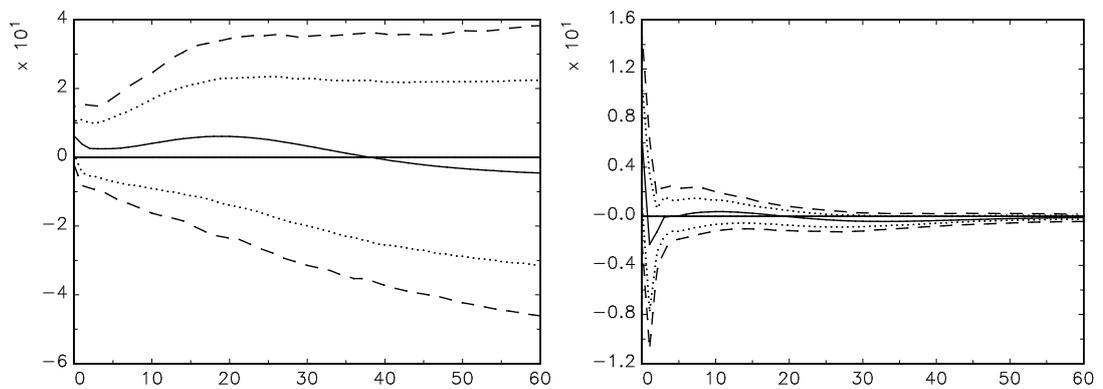
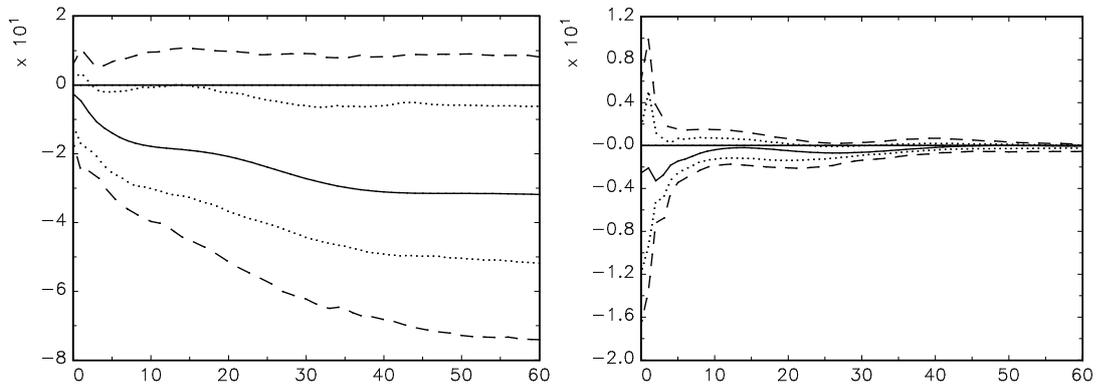
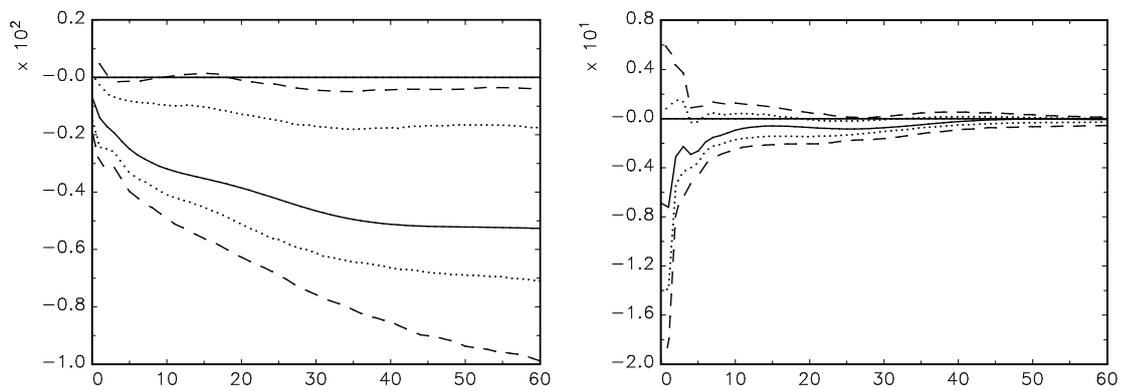


FIGURA 6. SVAR de tres variables con PIB de la zona del euro, RERA UE y los 3 índices. Período de crisis.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

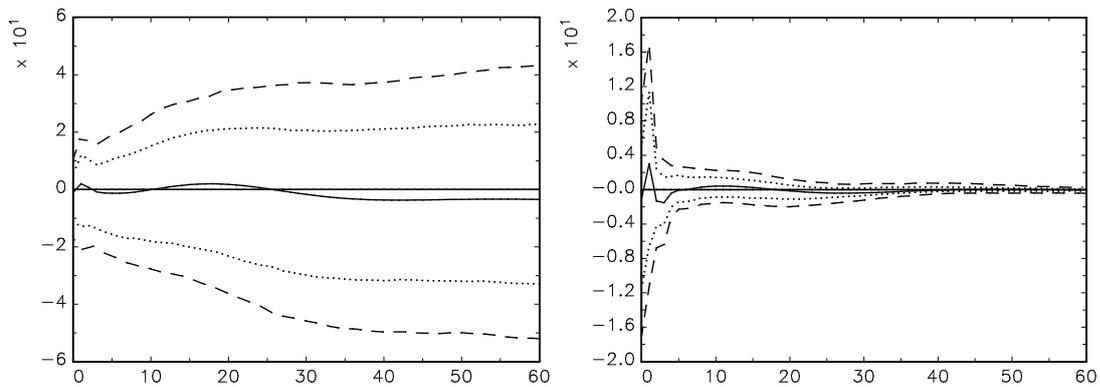
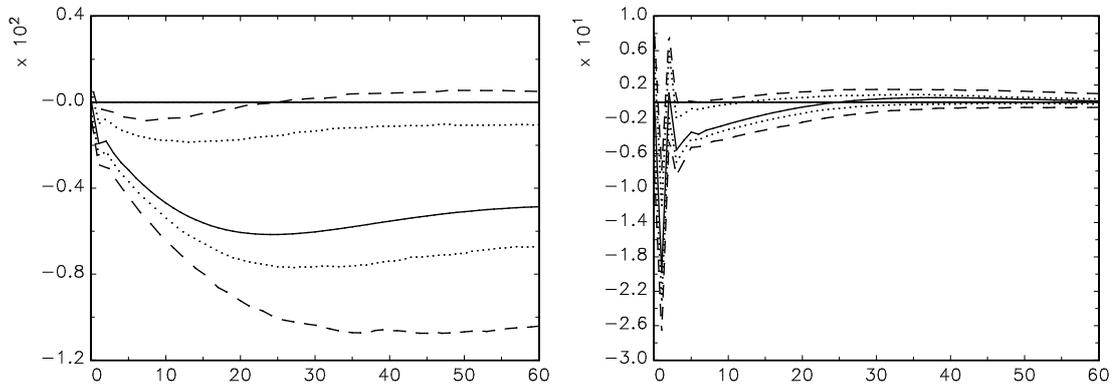
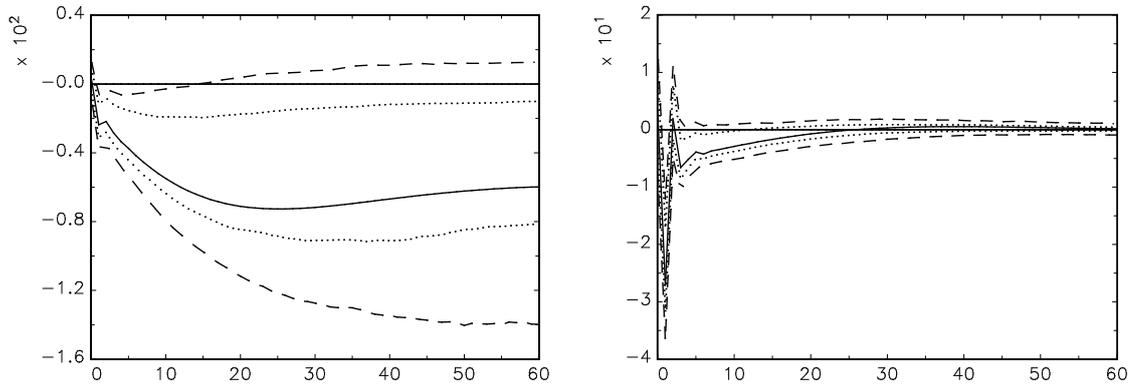


FIGURA 7. SVAR de cuatro variables con PIB de la zona del euro, RERA USA, RERA UE y los 3 índices. Precrisis.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

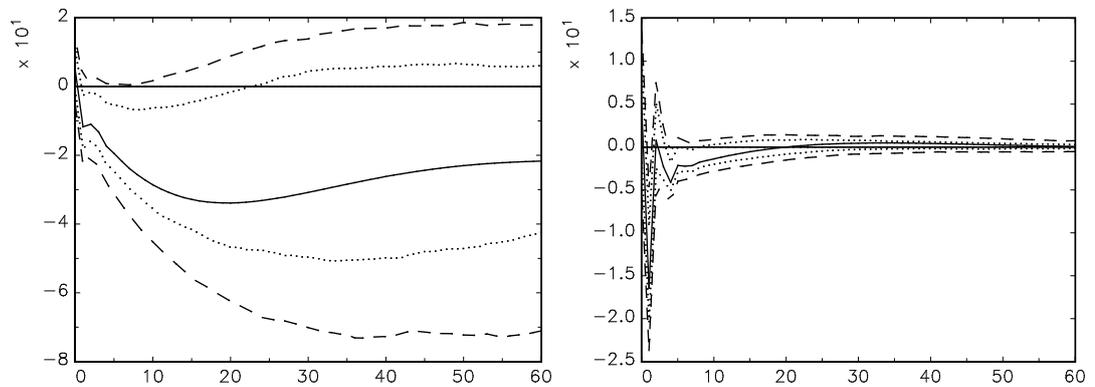
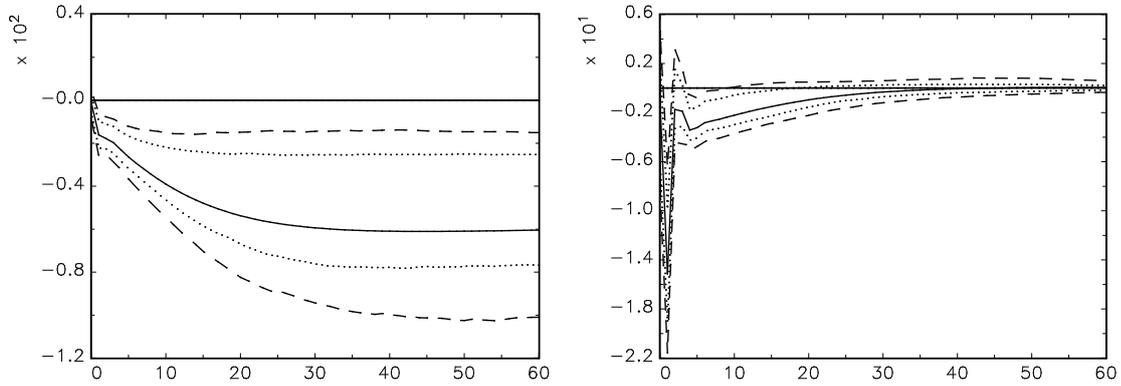
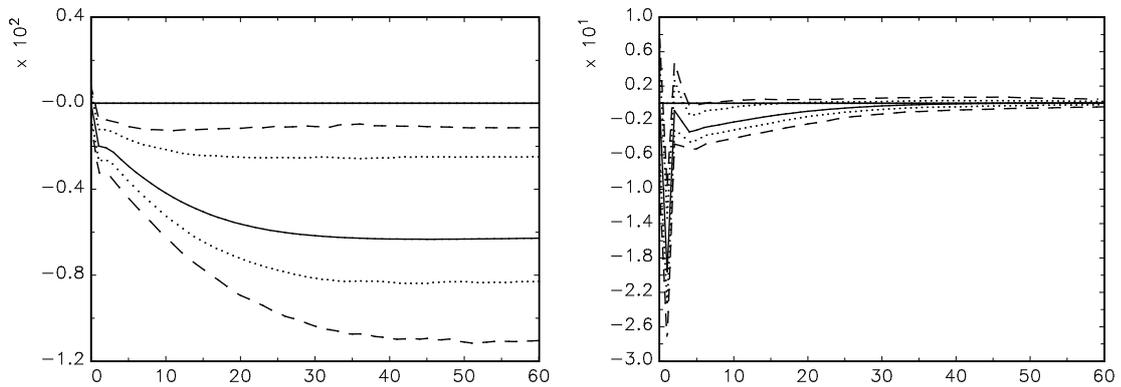


FIGURA 8. SVAR de cuatro variables con PIB de la zona del euro, RERA USA, RERA UE y los 3 índices. Muestra total.

Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español

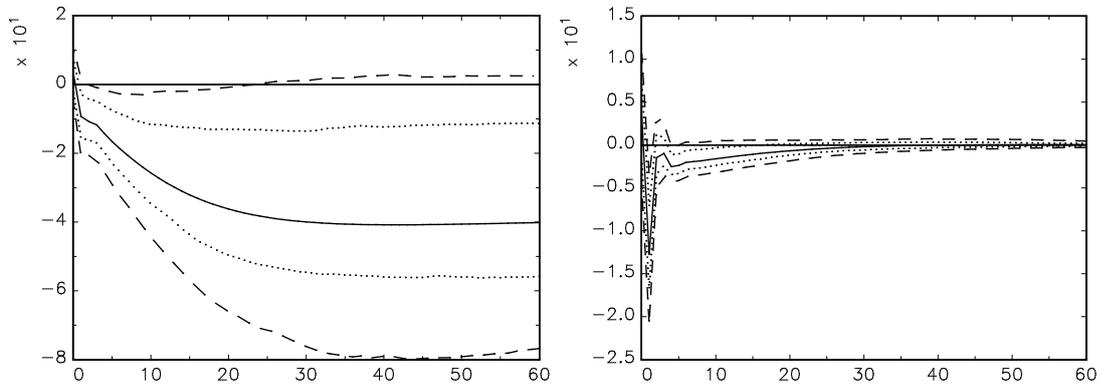
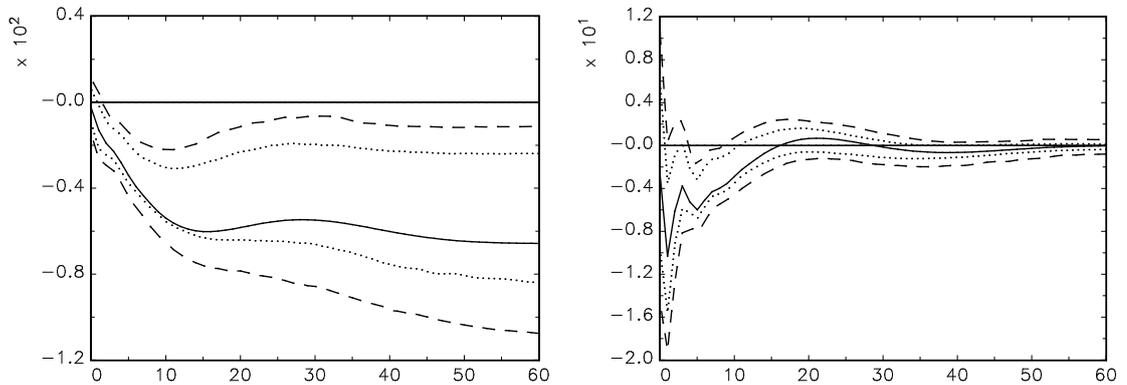
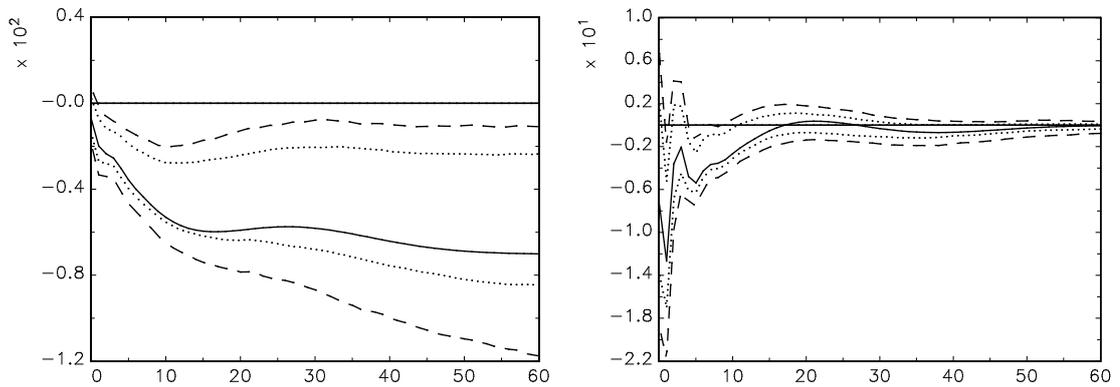


FIGURA 9. SVAR de cuatro variables con PIB de la zona del euro, RERA USA, RERA UE y los 3 índices. Período de crisis.

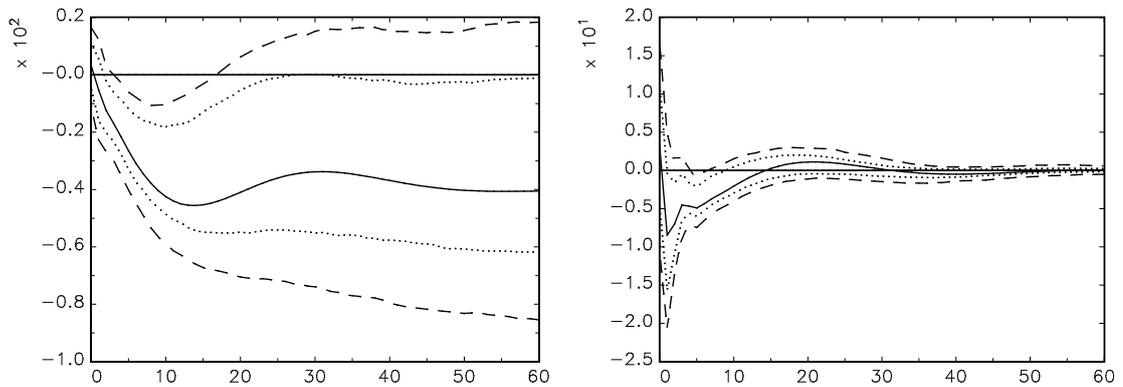
Panel A. Caso europeo



Panel B. Caso alemán



Panel C. Caso español



Capítulo 3

Aversión al riesgo y política monetaria en un marco global

Como ya planteábamos en la introducción del capítulo anterior, en las últimas décadas hemos asistido a una gran cantidad de cambios en los mercados financieros que han modificado el marco existente en el campo de las finanzas tanto nacionales como internacionales, lo que ha provocado cambios en la capacidad de los agentes económicos de asumir y de distribuir riesgos, accediendo a mayores fuentes de financiación y a una más amplia variedad de instrumentos financieros. Todos los cambios producidos en la forma de realizar transacciones financieras, y consecuentemente en la toma de riesgos, han provocado que los decisores de política monetaria tengan que analizar la manera en que sus medidas afectan a los mercados financieros en este nuevo entorno.

En este contexto, el primer objetivo de este capítulo es analizar la relación entre la política monetaria y la aversión al riesgo en los mercados financieros, concretamente la del inversor representativo de los mercados de la eurozona. Es por ello por lo que la política monetaria de referencia es la llevada a cabo por el Banco Central Europeo (BCE) desde la entrada en vigor, en enero de 1999, de la tercera fase de la Unión Económica y Monetaria en la que se introduce el euro, tal y como describen Fahr *et al.* (2013). No obstante, abriremos también la posibilidad de que políticas aplicadas por autoridades de zonas monetarias distintas incidan en la aversión al riesgo implícita del mercado europeo, por lo que nuestro segundo objetivo es analizar si el hecho de tener en cuenta este factor adicional influye significativamente en los resultados.

Analizando la literatura existente, encontramos numerosos estudios que se centran en la relación entre la política monetaria y los mercados financieros, entre los que destacan los de Thorbecke (1997), Rigobon y Sack (2004) y

Bernanke y Kuttner (2005); estudios que de forma generalizada concluyen que las políticas monetarias expansivas inciden de forma positiva en los mercados financieros, y al contrario. Otros, como Bloom (2009) y Bloom *et al.* (2012) analizan los efectos de los cambios en la “incertidumbre” económica en la economía real que, lógicamente, podrían propiciar, en línea con los análisis realizados por Rigobon y Sack (2003) para el mercado norteamericano y por Papadamou y Siriopoulos (2008) para la eurozona, actuaciones de la autoridad monetaria con el fin de corregirlos.

Encontramos también trabajos que analizan empíricamente la relación entre la política monetaria y el riesgo de los préstamos concedidos por los bancos, como son los de Altunbas *et al.* (2009b), Ioannidou *et al.* (2009), Jiménez *et al.* (2009) y Maddaloni y Peydró (2011). Encontramos incluso algunos trabajos que abordan la relación entre la política monetaria y la volatilidad de las acciones tales como Bomfin (2003), Chuliá *et al.* (2010), Rangel (2011) y Rosa (2011). Sin embargo, no ocurre lo mismo con la investigación existente sobre la relación empírica entre la política monetaria y la aversión al riesgo en los mercados financieros, en donde, más allá de presentaciones informales como las incluidas en Rajan (2006), Adrian y Shin (2008), Borio y Zhu (2012), el trabajo de Bekaert *et al.* (2013) referido al mercado estadounidense es una excepción. Sus resultados muestran que una política monetaria laxa llevada a cabo por la Reserva Federal disminuye tanto la aversión al riesgo como la incertidumbre de los mercados bursátiles de Estados Unidos, siendo más fuerte el primero de los dos efectos.

Así, en este capítulo, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, desarrollamos el primer análisis empírico de la relación entre la política monetaria del BCE y la aversión al riesgo en los mercados financieros de la zona del euro, esperando también poder contribuir a analizar la robustez de los resultados encontrados por Bekaert *et al.* (2013) en un área monetaria diferente, la zona del euro. Además, debido al alto grado de globalización de los mercados financieros, también consideramos, como en Cetorelli y Goldberg (2012), y Laeven y Tong (2012), la posibilidad de que la política monetaria llevada a cabo en EE.UU. se transmita a los inversores en el mercado de valores europeo. Pero también se pretende aportar un análisis, por primera vez hasta donde llega nuestro

conocimiento, de la forma en que la globalización de los mercados financieros propicia la “importación” de los efectos analizados y de cómo ello afecta a los resultados que se obtienen cuando esta circunstancia no se tiene en cuenta, aspectos de especial relevancia en la literatura sobre coordinación internacional de políticas monetarias.

Al igual que los obtenidos por Bekaert *et al.* (2013) nuestros resultados también ayudarán a clarificar dos de los resultados anteriormente comentados: *(i)* permitiendo conocer si son los cambios en la incertidumbre y/o en la aversión al riesgo lo que provoca, y en su caso en que medida, los cambios en la economía real, y por lo tanto cómo debe intervenir la autoridad monetaria; y *(ii)* si son los cambios en la incertidumbre y/o en la aversión al riesgo, y en su caso con qué intensidad, los responsables de transmitir los cambios en política monetaria a la capacidad de los inversores de tomar riesgo.

Además, nuestros resultados pueden enriquecer el debate sobre el papel de la política monetaria en el origen de la reciente crisis económica contribuyendo a la comprensión de la capacidad de la política monetaria, y su coordinación internacional, con el fin de controlar las burbujas especulativas producidas en los mercados financieros globales logrando así una mayor estabilidad financiera. En este contexto, cada vez más autores, como Gambacorta (2009), Taylor (2007), De Graeve *et al.* (2008), Mishkin (2011) y Gambacorta *et al.* (2011), sugieren que los ambientes económicos benignos pueden promover la toma excesiva de riesgos lo que en realidad puede originar que el sistema financiero sea más frágil, por lo que desde la crisis financiera iniciada a mediados de 2007 la política monetaria puede haber promovido la inestabilidad de los mercados financieros.

En el espíritu de Patelis (1997) no estamos interesados en la relación contemporánea entre la política monetaria y la aversión al riesgo, sino en el efecto a largo plazo de la política monetaria sobre la aversión al riesgo. Por eso en nuestro análisis utilizamos la metodología de vector autorregresivo estructural (SVAR), que permite ver la relación dinámica a largo plazo entre la aversión al riesgo y la política monetaria a través de las variables proxy elegidas. En este sentido, para medir la orientación de la Política Monetaria del

BCE utilizamos el tipo de interés real (el tipo oficial del BCE menos la tasa de inflación); y para medir la aversión al riesgo utilizamos la denominada prima de varianza, extraída del VSTOXX, índice de volatilidad del mercado de opciones sobre el índice bursátil EURO STOXX 50 que mide bajo neutralidad al riesgo la varianza esperada del mercado europeo. La prima de varianza se obtiene mediante la desagregación del VSTOXX en sus dos componentes: uno que refleja la volatilidad esperada del mercado de valores y que se asocia al grado de incertidumbre; y el otro, la prima de varianza, que incorpora la aversión al riesgo y otros efectos más residuales.

La incorporación de estas dos componentes en el estudio permite una mejor especificación del modelo econométrico, ampliar los resultados y contribuir al esclarecimiento de resultados previos, tal y como hemos comentado con anterioridad. Además, dado que la relación entre la aversión al riesgo y la política monetaria pueden estar reflejando una respuesta conjunta a un factor común de ciclo económico, en el análisis incorporaremos una variable proxy del ciclo que controle posibles distorsiones en los resultados debidas a este problema de multicolinealidad. Por tanto, las variables consideradas inicialmente son cuatro, coincidiendo así con el modelo básico planteado en Bekaert *et al.* (2013). A continuación, y con el fin de incorporar a este esquema una quinta variable que mida la política monetaria llevada a cabo por la Reserva Federal, ampliamos el modelo con el tipo de interés real del mercado estadounidense (el tipo oficial de la Reserva Federal menos su tasa de inflación). Ello nos permitirá analizar fundamentalmente si afectan a la aversión al riesgo de los inversores del mercado europeo los cambios en la política monetaria desarrollada por la Reserva Federal y, en su caso, cómo es esta relación. Pero también podremos observar si se ven alterados, y en su caso cómo, los resultados obtenidos al medir los efectos de la política monetaria del BCE en la aversión al riesgo de mercado bursátil europeo si el análisis lo realizamos sin tener en cuenta dicha circunstancia.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. Después de esta introducción, la sección 2 se dedica a presentar las variables utilizadas para medir los factores que conforman el modelo básico, así como las utilizadas en los distintos análisis de robustez, indicando los datos originales utilizados, la fuente de donde se

extraen y las transformaciones realizadas en los mismos hasta la obtención de las mencionadas medidas de los factores considerados. En la sección 3 se exponen los resultados obtenidos a través del desarrollo de la metodología SVAR así como de los análisis de robustez realizados. La sección 4 aborda la ampliación del modelo básico para incorporar el efecto de la política monetaria estadounidense, mostrando igualmente los nuevos resultados y su robustez. Finalmente, en la sección 5 se resumen los principales resultados y se enuncian las conclusiones más relevantes.

3.1 Datos y variables utilizadas

El periodo de análisis considerado en este trabajo abarca desde enero de 1999, fecha de la implantación del euro y de la política monetaria común en la eurozona a cargo del BCE, hasta diciembre de 2012, es decir 168 datos de frecuencia mensual. El periodo incluye dos sub-periodos definidos a partir del cambio estructural que provoca el inicio de la crisis financiera en agosto de 2007. El sub-periodo pre-crisis abarca los primeros 103 meses, mientras que el sub-periodo post-inicio de la crisis abarca los 65 meses siguientes.

Los factores que intervienen en los distintos análisis planteados son cinco en total: la política monetaria del BCE; la aversión al riesgo de los inversores del mercado financiero europeo; la incertidumbre de dicho mercado; el ciclo económico de la eurozona; y la política monetaria de la FED. En este apartado propondremos medidas para estos factores, describiremos las bases de datos utilizadas para obtener los datos básicos requeridos y calcularemos, en su caso, las medidas propuestas para el periodo de análisis anteriormente descrito. También realizaremos un análisis para determinar las variables básicas utilizadas en el estudio y la fuente de donde se han obtenido se resumen en la tabla 1, panel A. Estos datos se utilizan para calcular distintas variables proxy de los factores que intervienen en el estudio de la siguiente forma, recogida analíticamente en la tabla 1, panel B:

- La política monetaria, tanto de la eurozona como la estadounidense, la medimos mediante el tipo de interés real en el último día del mes,

calculado éste como la diferencia entre el tipo de interés que determina la autoridad monetaria de forma nominal y la tasa de inflación. Para la realización del análisis de robustez de los resultados sustituimos el tipo de interés real de la eurozona por el tipo de interés nominal fijado por el BCE vigente el último día del mes, por la tasa de crecimiento mensual del agregado monetario M1 de la eurozona y por las desviaciones producidas entre el tipo de interés nominal y el tipo de interés calculado según la Regla de Taylor, tal como queda especificado en el panel B de la Tabla 1.

- La aversión al riesgo la medimos mediante la prima de varianza, calculada ésta como la diferencia entre el cuadrado del VSTOXX, que refleja bajo neutralidad al riesgo la volatilidad esperada del mercado para el plazo de 30 días, en el último día de negociación del mes y una medida de la incertidumbre que describimos a continuación.
- Nuestra medida de incertidumbre viene definida a través de la volatilidad esperada real (es decir, bajo la medida física de probabilidad) del mercado bursátil que, siguiendo a Bollerslev *et al.* (2009), aproximamos mediante la varianza realizada durante el mes anterior. La falta de disponibilidad de contratos de futuro sobre el EURO STOXX 50 en todo el periodo de referencia nos obliga a trabajar con datos de contado, por lo que utilizamos la frecuencia diaria para realizar este cómputo ya que según los resultados de Drechsler y Yaron (2011) esta frecuencia mejora los resultados de utilizar las rentabilidades al contado con frecuencia de 5 minutos.
- Por último, para incluir en nuestro análisis una variable que nos permita medir el ciclo económico de la eurozona utilizamos la tasa de desempleo a fin de mes, utilizando para analizar la robustez de los resultados el Índice de Producción Industrial (IPI) y la tasa de crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB), referido en ambos casos a la eurozona.

Finalmente realizamos un test de Chow para verificar estadísticamente la existencia de un cambio estructural en agosto de 2007 en las series de datos a utilizar en el análisis. Los resultados corroboran dicha hipótesis por lo que, en principio, dado que el tamaño la sub-muestra post-inicio de la crisis es demasiado pequeño para soportar un análisis de las características del aquí

realizado, trabajaremos con la sub-muestra pre-crisis. Tan sólo cuando la incorporación del resto de datos no provoque la inestabilidad del SVAR, medida sobre el propio sistema y no sobre las series de forma individual, replicaremos el análisis con la totalidad de la muestra y mostraremos los resultados como prueba de robustez.

3.2 Resultados para un SVAR de cuatro variables: desempleo, tipos de interés reales de la eurozona, aversión al riesgo e incertidumbre

Con el fin de analizar la relación entre las variables anteriormente descritas vamos a utilizar un modelo del tipo vector autorregresivo estructural (SVAR). Recogemos así los cuatro factores endógenos a través en un vector $X_t = (ce_t, pm_t, ar_t, ic_t)$, donde los distintos factores vienen medidos a través de las variables proxy descritas en la sección anterior: la tasa de paro de la eurozona como indicador del ciclo económico (ce), el tipo de interés oficial real como indicador de la orientación de la política monetaria (pm), la prima de varianza del mercado como indicador de la aversión al riesgo de mercado (ar) y la varianza realizada del mercado en el mes anterior como indicador de la incertidumbre (ic), respectivamente. Como ya describimos en el primer capítulo de esta tesis, una alternativa comúnmente utilizada para establecer las restricciones en el modelo es usar la descomposición de Cholesky de la estimación de la matriz de varianzas covarianzas que supone imponer restricciones a la matriz A que recoge las relaciones contemporáneas, con lo que el orden de las variables pasa a tener especial relevancia ya que ahora, dependiendo de su posición dentro del vector X , los valores de las variables estarán explicados por los valores contemporáneos de las demás o no.

Esta ordenación la realizamos teniendo en cuenta tanto la lógica económica avalada por la evidencia empírica como el objetivo final del análisis. El orden que nosotros hemos dado a las variables intencionadamente desde un principio permiten que tanto la aversión al riesgo como la incertidumbre respondan instantáneamente a shocks de política monetaria, mientras que el ciclo económico lo hace con al menos un mes de retraso, lo que parece lógico desde

un punto de vista económico. Permitimos también con esta ordenación, que la incertidumbre responde instantáneamente a la aversión al riesgo sin que suceda lo mismo al contrario, aunque en este caso esta restricción tenga poca importancia dado el objetivo de nuestro trabajo.

3.2.1 Resultados para la sub-muestra pre-crisis

A continuación tenemos que seleccionar el orden correcto del VAR. Para ello utilizaremos los criterios de información de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) y el criterio bayesiano de Schwarz (SBIC), el error final de predicción (FPE), así como el estadístico LR (likelihood ratio), cuyos resultados se muestran en la tabla 2. Como puede observarse en la tabla 2, el retardo óptimo es 4 en dos de los cinco criterios utilizados por lo que introduciremos cuatro retardos en el modelo. Tal y como se refleja en la tabla 3 el modelo así especificado es estable, al ser todos los autovalores menores que uno, y por tanto estacionario. Además, el test de Portmanteau recogido en la tabla 4 indica ausencia de autocorrelación en los residuos hasta el retardo 12.

Los resultados en forma de funciones impulso-respuesta (FIR) del SVAR estimado con las restricciones de exclusión sobre las respuestas contemporáneas descritas anteriormente son los presentados en la figura 1. En todas las FIR se incluyen los intervalos de confianza al 90% calculados por bootstrap con 1000 replicaciones y también el intervalo de confianza del 68% comúnmente utilizado en los análisis VAR calculado en las mismas condiciones. Los shocks, como es habitual, se han normalizado a una desviación estándar de la variable que proporciona el impulso.

Así, ante un shock de política monetaria, equivalente a una reducción del tipo de interés oficial real de 24,14 puntos básicos, el efecto sobre la aversión al riesgo es una respuesta negativa y significativa a partir de 2 meses después y continúa siéndolo hasta 33 meses después, llegando al valor máximo de reducción de la aversión al riesgo de 0,0315 en el período 2. Por el contrario, un shock en la aversión al riesgo, equivalente en este caso a 0,078, tiene sobre el tipo de interés oficial real un efecto que comienza siendo directo para pasar a ser inverso a partir del mes 32, aunque en ningún momento es significativo al 90%.

En la figura 1, panel B, vemos como un shock de política monetaria, equivalente a una reducción del tipo de interés oficial real de 24,14 puntos básicos supone una respuesta de igual signo en la incertidumbre significativa a partir del primer mes y hasta alcanzar el mes 30, llegando al valor máximo de 1,4 en el segundo mes. Un shock en la incertidumbre sí afecta de forma directa, significativa e inmediata hasta el tercer mes después a la política monetaria, al contrario de lo que ocurría con la aversión al riesgo, corroborando los resultados de Papadamou y Siriopoulos (2008).

Respecto a la relación entre política monetaria y ciclo económico, el efecto de la primera sobre el segundo es claro, tal y como se observa en la figura 1, panel C: hay un efecto indirecto significativo desde 20 meses después, alcanzando el máximo de 1,37 en el mes 40. La respuesta de la política monetaria al ciclo económico es también clara, a partir de cinco meses después y hasta treinta meses después es directa y significativa: una reducción de la actividad económica provoca reducciones en los tipos de interés oficiales reales. Los shocks en la aversión al riesgo producen una respuesta de la incertidumbre directa, significativa de forma inmediata y hasta cuatro meses después, mientras que un shock en la incertidumbre no afecta ni de forma clara ni significativa a la aversión al riesgo, tal y como vemos en la figura 1, panel D. Por último, en los paneles E y F de la figura 1 se muestran las relaciones de la variable del ciclo económico con la aversión al riesgo y con la incertidumbre. Podemos observar como la reacción de la actividad real, tanto a la aversión al riesgo como a la incertidumbre no es significativa, no pudiéndose corroborar en este caso los resultados de Bloom (2009) y Bloom *et al.* (2012).

3.3 Análisis de robustez

La dificultad de eliminar adecuadamente la autocorrelación de los residuos cuando se utilizan datos mensuales y menos de 12 retardos aconseja repetir el análisis tomando 12 retardos. Al implementar el modelo los test de autocorrelación de los residuos son más claros a la hora de rechazarla. Con todo, en general los resultados principales obtenidos con 4 retardos no se han visto alterados. En la figura 2 mostramos la relación principal analizada en el

trabajo, la influencia de la política monetaria sobre la aversión al riesgo, que a continuación comentamos, siendo la única que se muestra y comenta con el fin de presentar los resultados de una forma más clara. Vemos como ante un shock de política monetaria, equivalente a una reducción del tipo de interés oficial real de 18,27 puntos básicos, el efecto sobre la aversión al riesgo es una respuesta negativa y significativa al 90% a partir de 2 meses después y continúa siéndolo hasta 27 meses después, llegando al valor máximo de reducción de la aversión al riesgo de 0,047 en el período 2.

De igual forma se ha repetido el análisis tomando distintas variables como proxy de la política monetaria: en concreto la tasa de crecimiento de la masa monetaria M1, los tipos de interés oficial nominal del BCE, y las desviaciones respecto de la regla de Taylor. Todos los resultados corroboran el efecto de la política monetaria sobre la aversión al riesgo obtenido, tal y como se observa en la figura 2, panel B. Únicamente en el caso del crecimiento de M1 el efecto, aunque de igual signo, tan solo es significativo al 68% y no al 90%. Por último, se ha repetido el análisis reemplazando la medida del ciclo económico utilizada, la tasa de paro de la eurozona, por la tasa de crecimiento del PIB de la eurozona y por el índice de producción industrial de la eurozona. Una vez más, todos los resultados mostrados en la figura 2, panel C, corroboran el efecto de la política monetaria sobre la aversión al riesgo obtenidos con anterioridad. Únicamente en el caso del crecimiento del PIB el efecto, aunque de igual signo, tan solo es significativo al 68% y no al 90%.

3.3.1 Resultados para toda la muestra

Cuando se repite el análisis para toda la muestra, desde enero de 1999 a diciembre de 2012, surgen los problemas de estabilidad reflejados en el Test de Chow mencionados anteriormente: de entrada, los sistemas SVAR dejan de ser estables hasta el orden 12, reduciéndose considerablemente el ratio de saturación del sistema. Con todo, los resultados corroboran el efecto de la política monetaria sobre la aversión al riesgo obtenidos en el periodo pre-crisis aunque, debido a la dinámica de las variables utilizadas, ahora la significación es ligeramente menor.

3.4 El efecto de la política monetaria estadounidense

El último análisis que realizaremos es el relativo a la posible influencia de la política monetaria de la FED en la aversión al riesgo de la eurozona. Como ya se ha comentado es razonable mantener la hipótesis de que dada la globalización de los mercados financieros, éstos sirvan de canal de transmisión de políticas llevadas a cabo en otras zonas monetarias. Para contrastar esta hipótesis ampliamos el modelo incorporando una quinta variable que mide la orientación de la política monetaria en los Estados Unidos.

Al igual que para la eurozona, se utiliza para ello el tipo de interés real, calculado como diferencia entre el tipo de interés nominal marcado por la autoridad monetaria y la tasa de inflación de la zona. En la ordenación del vector de variables el tipo de interés real estadounidense pasará a ocupar el segundo lugar por detrás del ciclo económico de la eurozona, reflejando una respuesta contemporánea del BCE a las actuaciones de la FED y, por el contrario, una reacción retardada un periodo de la FED a las acciones del BCE. El análisis se realiza sobre el periodo pre-crisis ya que ahora se añaden a los motivos expuestos para ello las dificultades de medir la política monetaria en Estados Unidos durante el periodo de crisis a través de los tipos de interés.

Empezamos el análisis seleccionando el orden correcto del VAR. Ahora, utilizando los mismos criterios de información, cuyos resultados se muestran en la tabla 5, el número de retardos óptimo elegido es 3. En este caso hemos tenido en cuenta el resultado del criterio FPE que nos garantiza que el verdadero orden del SVAR no es superior a tres (Lütkepohl, 1991). Tal y como se refleja en la tabla 6, el modelo así especificado es estable, al ser todos los autovalores menores que uno, y por tanto estacionario. Ahora, el test de Portmanteau, recogido en la tabla 7, indica que la autocorrelación en el retardo 12 no se elimina completamente. En esta ocasión ha resultado imposible encontrar un SVAR estable que corrigiera dicha situación debido al incremento en el número de parámetros que representa la introducción de una variable más en el SVAR y, dado el número de datos en serie temporal disponibles.

Los resultados relativos a la incidencia de la política monetaria estadounidense sobre la aversión al riesgo de los inversores en el mercado bursátil europeo se presentan en la figura 3 en forma de FIR del SVAR, estimado con las restricciones de exclusión sobre las respuestas contemporáneas descritas en el apartado 3.2 más la comentada en el párrafo anterior. Podemos ver como un shock de política monetaria estadounidense, equivalente a una reducción del tipo de interés oficial real de 35,53 puntos básicos supone una respuesta de igual signo en la aversión al riesgo de la eurozona, significativa a partir de 11 meses después y hasta alcanzar los 34 meses siguientes al shock. El valor máximo de la respuesta es de 0,0178 diecisiete meses después. Se confirma así la influencia internacional de las políticas monetarias en la aversión al riesgo doméstica.

Por otro lado, la incorporación de la política monetaria estadounidense en el análisis provoca que los resultados de los efectos de los shocks de política monetaria de la eurozona sobre la aversión al riesgo en la misma se modifiquen de la siguiente forma: ahora la respuesta, tal y como se refleja en la figura 3, sigue siendo del mismo signo pero significativa al 90% a partir de 2 meses después pero solo hasta 12 meses después (antes la respuesta significativa llegaba hasta 33 meses después). La respuesta máxima es ahora de 0,0274 dos meses después (antes era de 0,0315 dos meses después). Los resultados obtenidos se han mostrado robustos al repetir el análisis con las variables alternativas que miden la orientación de la política monetaria europea y el ciclo económico.

Vemos como la respuesta de la aversión al riesgo a los shocks de la política monetaria doméstica se acorta considerablemente en el tiempo y se reduce ligeramente en intensidad al introducir la política monetaria estadounidense en el análisis, que tiene un efecto más suave y a más largo plazo. Es más, vemos como el resultado obtenido sin tener en cuenta la política monetaria estadounidense reflejaba realmente la suma de los efectos de la política monetaria doméstica y de la estadounidense, por lo que tener en cuenta los efectos de las políticas monetarias externas a la zona monetaria analizada se convierte en, más que conveniente, necesario para evitar una falta de especificación del modelo utilizado en el análisis.

En este caso, hemos comprobado la robustez de los resultados sustituyendo la tasa de interés real de EE.UU. por dos medidas alternativas de la orientación de la política monetaria de la Fed: la tasa oficial de interés en EE.UU. el último día del mes, y la diferencia entre esta última y la tasa de interés calculada según la regla de Taylor. Al igual que con el modelo de cuatro factores, diferentes medidas de la política monetaria, en este caso de la FED, conducen a resultados similares aunque en estos casos han sido significativas con intervalos de confianza más bajos.

3.5 Conclusiones

En Bekaert *et al.* (2013) los autores muestran en las conclusiones su esperanza en que su análisis inspire futuros trabajos empíricos y este artículo es un buen ejemplo de ello. El objetivo aquí perseguido ha sido doble: *(i)* por una parte se pretendía responder a si los resultados mostrados por Bekaert *et al.* (2013) eran o no generalizables a otras áreas monetarias; *(ii)* por otra se pretendía responder a si el hecho de tener en cuenta políticas monetarias de fuera del área monetaria estudiada modificaría los resultados. Del contenido de este capítulo se desprenden respuestas claras a ambas cuestiones.

Respecto de la primera de las cuestiones cabe concluir que, efectivamente, los resultados de Bekaert *et al.* (2013) para Estados Unidos son extrapolables a la eurozona. Es decir, una política monetaria laxa por parte del BCE tiene como respuesta, casi instantánea, una disminución de la aversión al riesgo implícita en el mercado bursátil europeo, respuesta que se prolonga en el tiempo hasta alrededor de los tres años. Este resultado se ha mostrado robusto a las distintas alternativas utilizadas para medir la orientación de la política monetaria y el ciclo económico, e incluso a la incorporación del periodo post-inicio de la crisis al análisis.

Respecto a la segunda pregunta los resultados obtenidos indican que existe un efecto directo de la política monetaria llevada a cabo por la FED en la aversión al riesgo implícita en el mercado bursátil europeo. De igual forma, señalan que su inclusión en el análisis de la eurozona altera los resultados obtenidos cuando

no se tiene en cuenta tal circunstancia. Es más, en el caso que nos ocupa, el efecto de la política monetaria cuando no se incorpora la política monetaria estadounidense viene a recoger la suma de los efectos de la política monetaria del BCE, más intenso y a más corto plazo (hasta un año), y de la política monetaria de la FED, más suave y a medio plazo (desde el año hasta los tres años).

Nosotros, al igual que Bekaert *et al.* (2013), esperamos que nuestro análisis contribuya a llenar el vacío existente en la literatura sobre la relación entre la aversión al riesgo y la política monetaria; también a influir en futuras investigaciones tanto empíricas como teóricas en el campo de la valoración de activos y la macroeconomía; y a enriquecer el debate sobre el origen de la reciente crisis financiera en particular y, de forma más general, sobre la capacidad de la política monetaria, y/o su coordinación internacional, de controlar las burbujas en los mercados financieros.

ANEXO A. TABLAS

TABLA 1. Datos.

PANEL A. Variables básicas y fuentes.

Variable	Fuente
Tipo de Interés Nominal BCE	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
IPCA Zona del euro	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
Tasa de crecimiento M1	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
PIB Zona del euro	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
Tasa de Desempleo Zona del euro	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
Índice de Producción Industrial Zona del euro	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
Tipo de Interés Nominal USA	Federal Reserve USA (http://www.federalreserve.gov)
Inflación USA	Bureau of Labor Statistics USA (http://www.bls.gov)
STOXX50	STOXX Limited (http://www.stoxx.com/)
VSTOXX50	STOXX Limited (http://www.stoxx.com/)

PANEL B. Variables proxy de los factores, abreviatura utilizada y transformación realizada a partir de las variables básicas para su obtención.

Variable	Abreviatura	Transformación
Tipo de Interés Real UE	RERAUE	Tipo De Interés Nominal BCE – Inflación Zona del euro
Tipo de Interés Real USA	RERAUSA	Tipo De Interés Nominal FED – Inflación Usa
Varianza Realizada STOXX50	VR STOXX50	$\sum_{\text{Días del mes}} (\text{LN}(\text{STOXX50})_t - \text{LN}(\text{STOXX50})_{t-1})^2$
Prima de Riesgo de la Varianza	PRV	$\text{LN}(\text{VSTOXX50})/\sqrt{12} - \text{VR STOXX50}$
Tasa de desempleo	PARO	Log (tasa de desempleo de la eurozona)
Regla De Taylor	TR	$r + p^* + 1,5(p - p^*) + 0,5OG$
Desviación Respecto A La Regla De Taylor	DESV.TR	Tipo Int. Nom. BCE (o EE.UU.) - TR

Los valores utilizados para el cálculo de la Regla de Taylor para la zona del euro los hemos tomado prestados del trabajo de Arroyo y Uxó (2008): un tipo de interés real neutral, r , del 2%; una tasa de inflación objetivo, p^* , del 2%; una tasa de crecimiento potencial zona del euro en el período 2000-2007 del 1,9%. La brecha del producto, OG , es la desviación porcentual del PIB real respecto del PIB potencial. Para los EE.UU., hemos prestado los siguientes valores de Bekaert et al. (2013): $r = 2\%$, $p^* = 2\%$, y PIB potencial = 3%.

TABLA 2. Elección del retardo óptimo para un VAR de 4 variables.

Las variables utilizadas en este análisis son el paro como variable proxy del ciclo económico, el tipo de interés real como indicador de la política monetaria de la eurozona, PRV como proxy de la aversión al riesgo y VR STOXX50 como medida de la incertidumbre. El período de la muestra abarca desde enero de 1999 a julio de 2007. Los criterios utilizados en este análisis son: LR: test estadístico LR; FPE: Error Final de Predicción; AIC: Criterio de información de Akaike; SC: Criterio de información de Schwarz; y HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	1.64e-13	-18.08864	-17.64124*	-17.90831
2	43.58188	1.37e-13	-18.26714	-17.37235	-17.90647
3	48.70997	1.05e-13	-18.54018	-17.19800	-17.99919*
4	37.71709	9.05e-14*	-18.69730*	-16.90772	-17.97598
5	16.82815	1.03e-13	-18.58164	-16.34466	-17.67998
6	8.900463	1.32e-13	-18.35902	-15.67465	-17.27703
7	26.64219*	1.26e-13	-18.43623	-15.30446	-17.17390
8	9.930037	1.59e-13	-18.25089	-14.67172	-16.80823
9	10.53094	1.99e-13	-18.09003	-14.06348	-16.46704
10	15.53899	2.25e-13	-18.04761	-13.57365	-16.24428
11	10.05129	2.86e-13	-17.91142	-12.99007	-15.92776
12	15.59973	3.19e-13	-17.93235	-12.56360	-15.76836
13	21.66672	3.01e-13	-18.15838	-12.34224	-15.81407
14	21.08522	2.81e-13	-18.43778	-12.17425	-15.91313

El símbolo * indica el orden del retardo óptimo seleccionado según cada criterio.

TABLA 3. Análisis de estabilidad y de los residuos del VAR de 4 variables. En este análisis se determinan las raíces del polinomio característico del VAR que viene definido por las variables paro, RERAUE, PRV y VR STOXX50, y especificado para 4 retardos. El modelo es estable si todas las raíces son menores que 1. En este caso el VAR satisface la condición de estabilidad.

Root	Modulus
0.999098	0.999098
0.960347 - 0.071052i	0.962972
0.960347 + 0.071052i	0.962972
-0.769990	0.769990
0.630807 - 0.357590i	0.725113
0.630807 + 0.357590i	0.725113
-0.532159 - 0.474144i	0.712745
-0.532159 + 0.474144i	0.712745
0.252786 - 0.637415i	0.685710
0.252786 + 0.637415i	0.685710
0.668825 - 0.109035i	0.677655
0.668825 + 0.109035i	0.677655
-0.107796 - 0.639297i	0.648321
-0.107796 + 0.639297i	0.648321
-0.416756 - 0.397431i	0.575879
-0.416756 + 0.397431i	0.575879

TABLA 4. Análisis de autocorrelación de los residuos del VAR de 4 variables. Se realiza un test Pormanteau para comprobar la autocorrelación de los residuos hasta el retardo 12. Se contrasta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación hasta dicho retardo. Se establece este período por estar trabajando con datos de frecuencia mensual.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.684763	NA*	1.701954	NA*	NA*
2	4.260002	NA*	4.330291	NA*	NA*
3	8.528750	NA*	8.732437	NA*	NA*
4	16.05450	NA*	16.57506	NA*	NA*
5	29.58096	0.4351	30.82102	0.3739	29
6	44.66178	0.4862	46.87480	0.3955	45
7	60.16442	0.5062	63.55698	0.3865	61
8	75.65987	0.5218	80.41467	0.3727	77
9	95.41936	0.4111	102.1501	0.2424	93
10	111.2451	0.4223	119.7540	0.2265	109
11	125.3301	0.4749	135.5997	0.2438	125
12	152.4509	0.2408	166.4612	0.0704	141

TABLA 5. Elección retardo óptimo en el VAR con 5 variables. Las variables utilizadas en este análisis son el paro, el tipo de interés real de la eurozona, PRV y VR STOXX50 y se ha incorporado como variable el tipo de interés real de EEUU, lo que nos permitirá observar la posible influencia de la política monetaria de la FED en la aversión al riesgo de la eurozona. El período de la muestra abarca desde enero de 1999 a julio de 2007. Los criterios utilizados en este análisis son al igual que en la tabla 2: LR; FPE; AIC; SC y HQ.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	1.49e-14	-17.64879	-16.95899*	-17.37050*
2	38.96735	1.60e-14	-17.58042	-16.20082	-17.02384
3	67.83347	1.15e-14*	-17.92351	-15.85412	-17.08864
4	39.83824	1.16e-14	-17.93516	-15.17598	-16.82200
5	30.68905	1.31e-14	-17.85070	-14.40172	-16.45925
6	10.19835	2.03e-14	-17.46843	-13.32965	-15.79869
7	29.47769	2.25e-14	-17.44537	-12.61679	-15.49734
8	23.44496	2.75e-14	-17.35563	-11.83725	-15.12931
9	43.09965*	2.18e-14	-17.74312	-11.53495	-15.23851
10	28.77550	2.30e-14	-17.89551	-10.99755	-15.11262
11	31.99219	2.16e-14	-18.23474	-10.64697	-15.17355
12	27.68910	2.21e-14	-18.57848*	-10.30092	-15.23900

El símbolo * indica el orden del retardo óptimo seleccionado según cada criterio.

TABLA 6. Análisis de estabilidad del VAR de 5 variables. En este análisis se determinan las raíces del polinomio característico del VAR que viene definido por las variables paro, RERAUSA, RERAUE, PRV, VR STOXX50, y está especificado para 3 retardos. El modelo es estable si todas las raíces son menores que 1. En este caso el VAR satisface la condición de estabilidad.

Root	Modulus
0.999160	0.999160
0.963794 - 0.075713i	0.966763
0.963794 + 0.075713i	0.966763
0.840138	0.840138
0.780635	0.780635
0.106453 - 0.649451i	0.658118
0.106453 + 0.649451i	0.658118
-0.637707	0.637707
0.490410 - 0.370279i	0.614499
0.490410 + 0.370279i	0.614499
-0.222697 - 0.550043i	0.593415
-0.222697 + 0.550043i	0.593415
-0.426077	0.426077
-0.156253	0.156253
-0.040900	0.040900

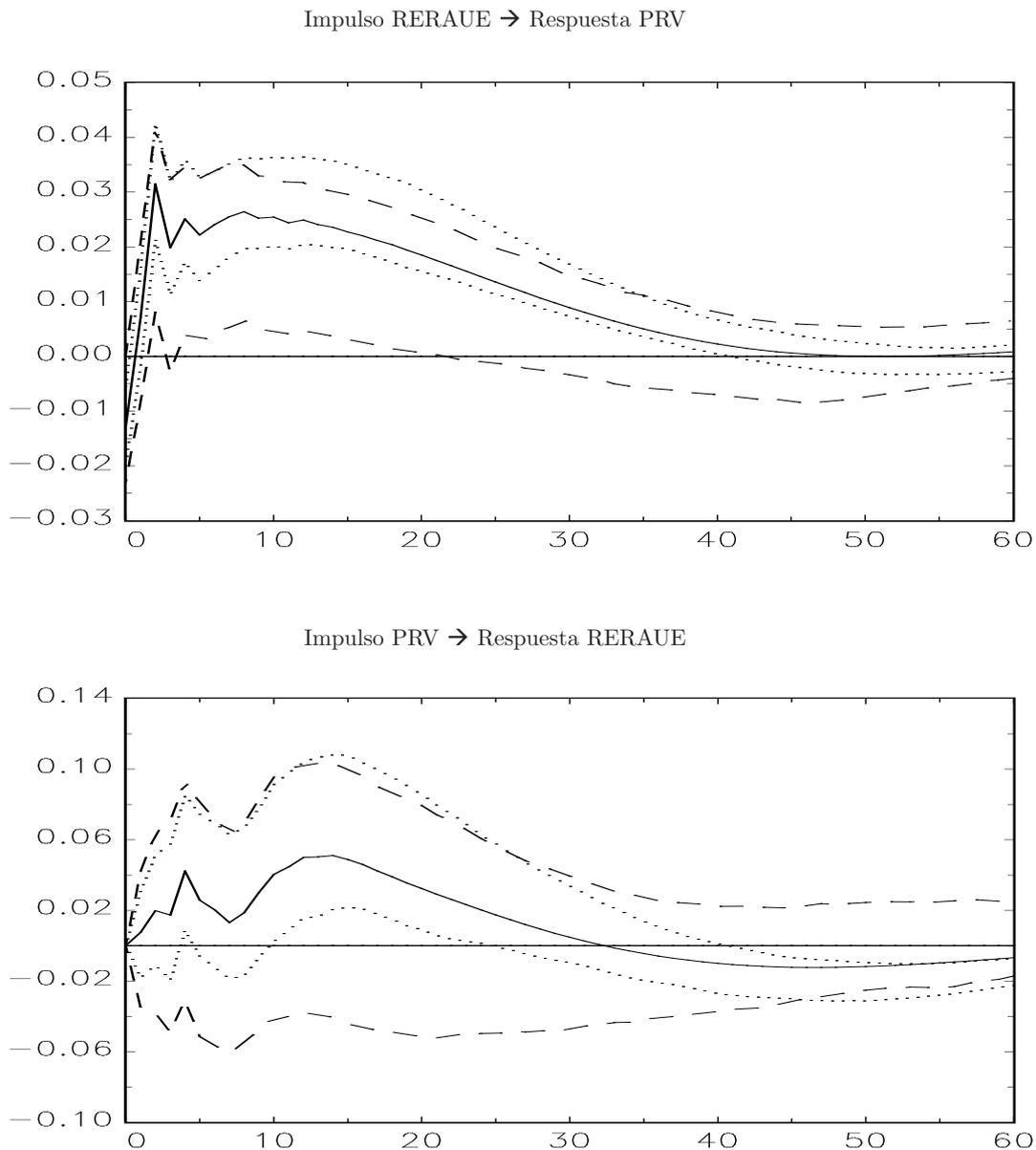
TABLA 7. Análisis de la autocorrelación de los residuos del VAR de 5 variables. Se realiza un test Pormanteau para comprobar la autocorrelación de los residuos hasta el retardo 12. Se contrasta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación hasta dicho retardo. Se establece este período por estar trabajando con datos de frecuencia mensual.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	5.867391	NA*	5.926657	NA*	NA*
2	13.94396	NA*	14.16805	NA*	NA*
3	29.26198	NA*	29.95983	NA*	NA*
4	56.24139	0.1433	58.06338	0.1093	46
5	79.48590	0.2293	82.53128	0.1648	71
6	100.2336	0.3635	104.6033	0.2575	96
7	124.2070	0.4024	130.3811	0.2641	121
8	147.1266	0.4583	155.2938	0.2838	146
9	179.0922	0.3203	190.4208	0.1472	171
10	192.7372	0.5525	205.5819	0.3051	196
11	218.9659	0.5260	235.0523	0.2463	221
12	270.3155	0.1374	293.4041	0.0205	246

ANEXO B. FIGURAS

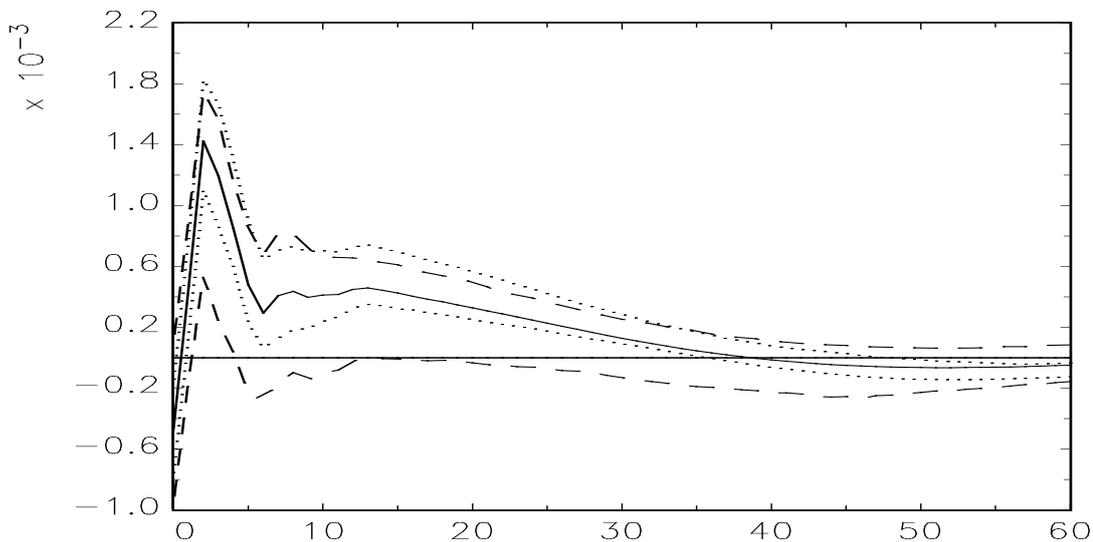
FIGURA 1. Funciones Impulso Respuesta para un SVAR con 4 variables. Todo el análisis contenido en esta figura a lo largo de los 6 paneles que la componen utiliza como variables Paro, RERAUE, PRV y la VR STOXX50 como variables proxy de la aversión al riesgo y de la incertidumbre respectivamente. Para todas las FIR se incluyen los intervalos de confianza al 90%, en línea discontinua, y al 68% en línea de puntos, calculados en ambos casos por bootstrap con 1000 replicaciones (Fisher y Hall (1991)).

PANEL A. Funciones de Impulso – Respuesta de las variables RERAUE y PRV.

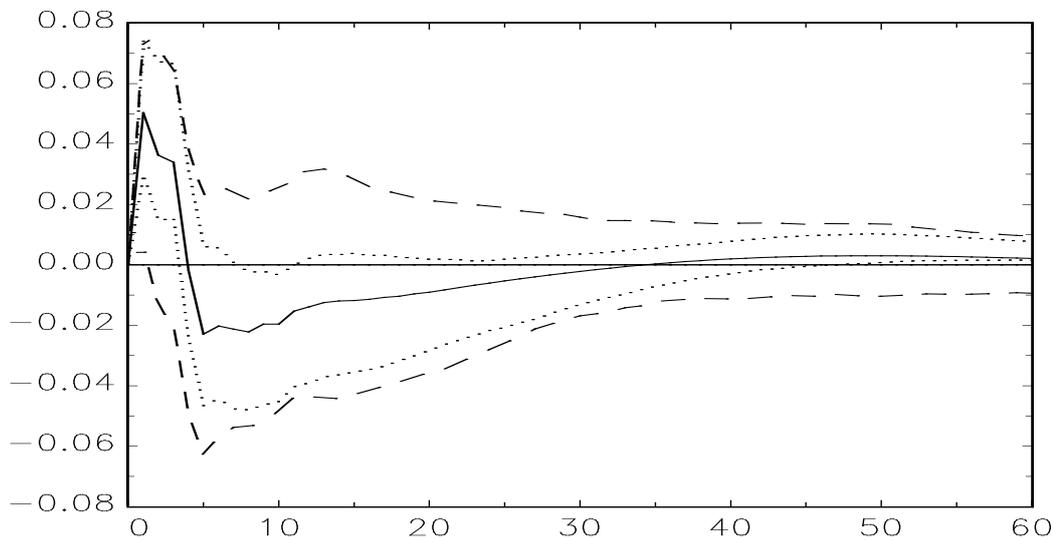


PANEL B. Funciones de Impulso – Respuesta de las variables RERAUE y VR STOXX50.

Impulso RERAUE → Respuesta VRSTOXX50

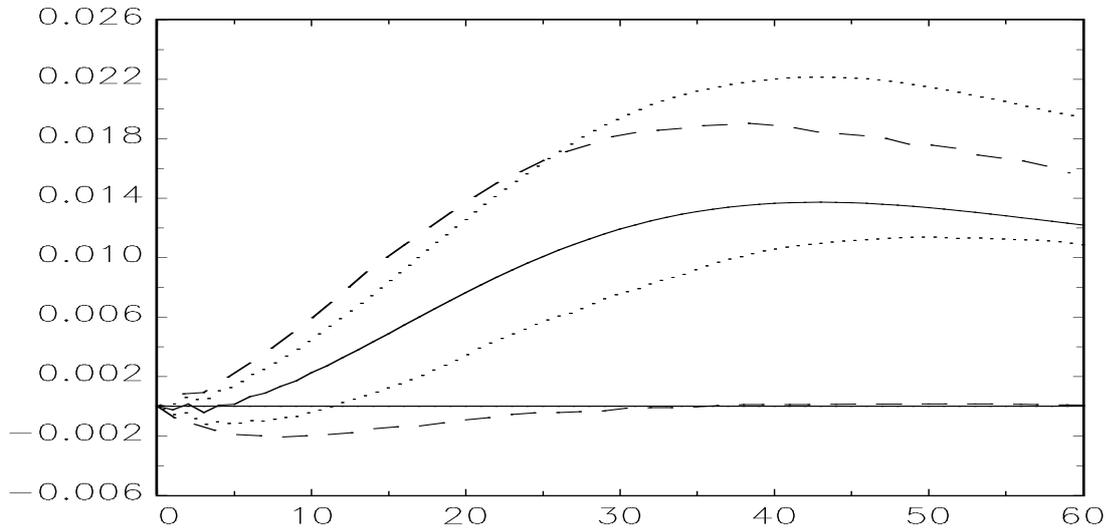


Impulso VR STOXX50 → Respuesta RERAUE

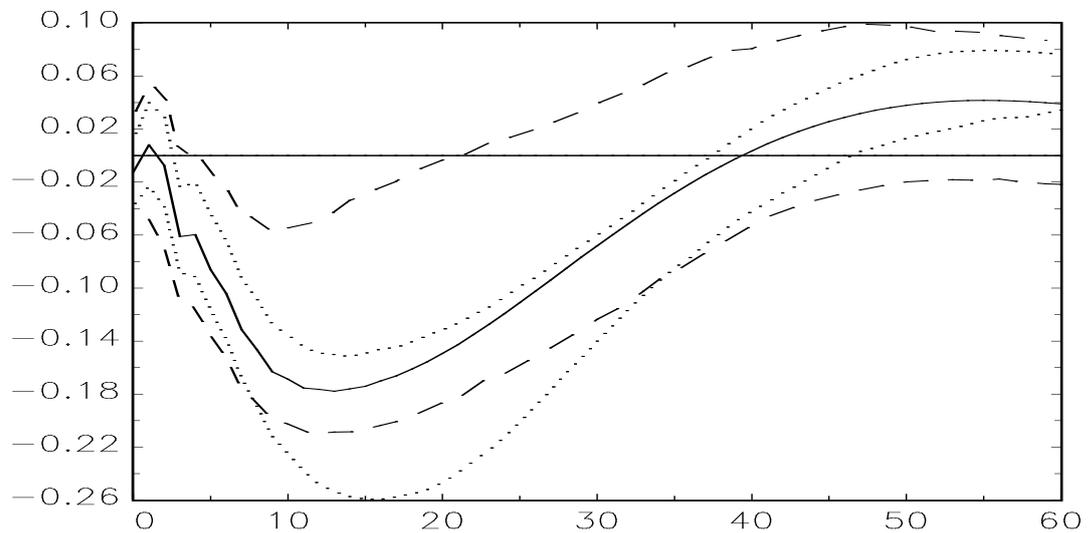


PANEL C. Funciones de Impulso – Respuesta de las variables RERAUE y PARO.

Impulso RERAUE → Respuesta Paro

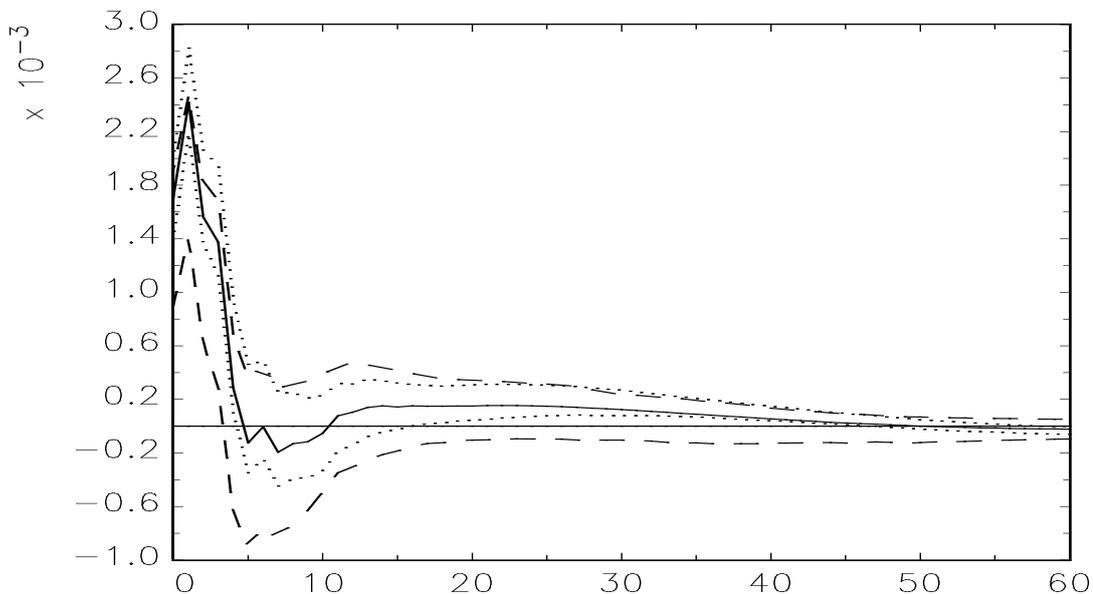


Impulso Paro → Respuesta RERAUE

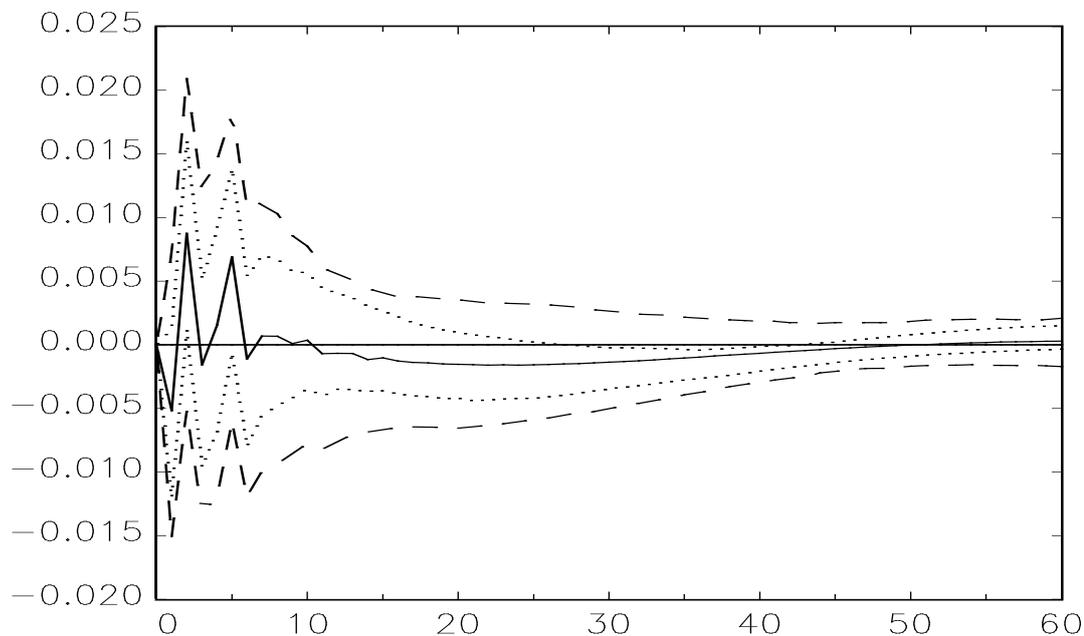


PANEL D. Funciones de Impulso – Respuesta de las variables PRV y VRSTOXX50.

Impulso PRV → Respuesta VRSTOXX50

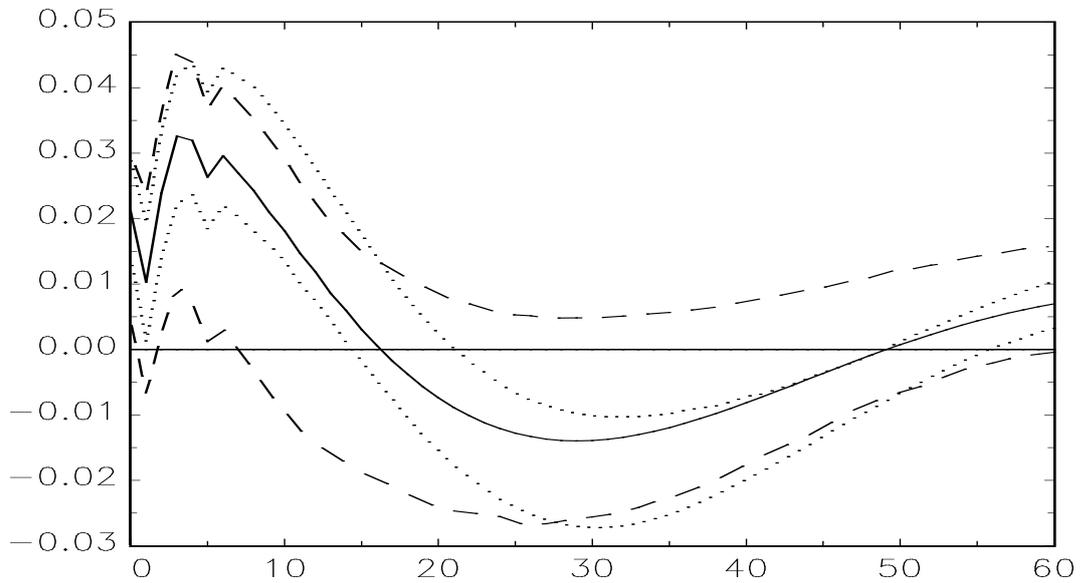


Impulso VR STOXX50 → Respuesta PRV

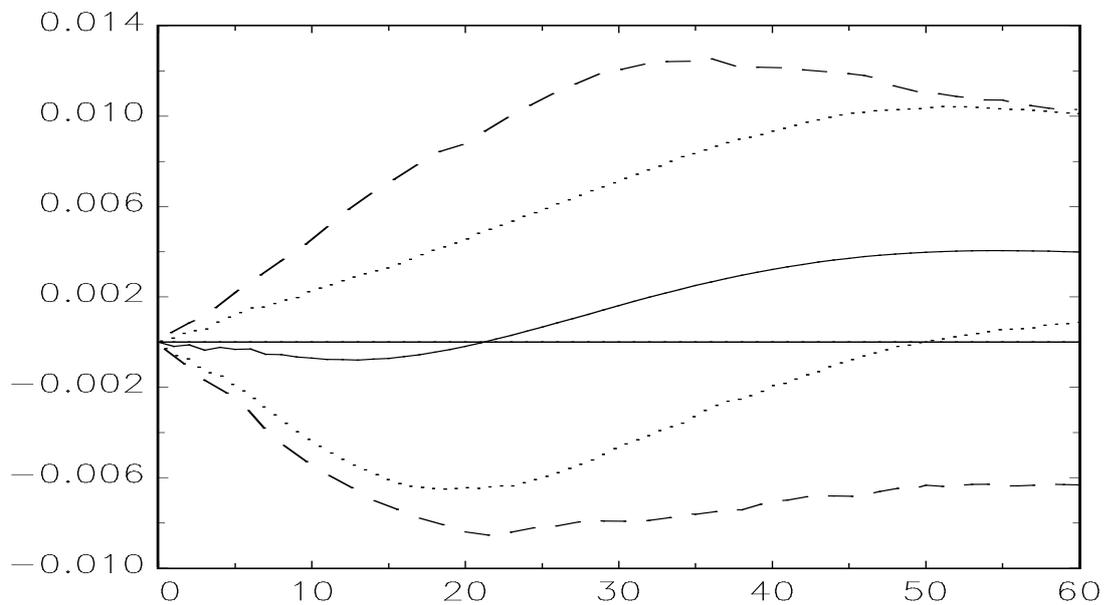


PANEL E. Funciones de Impulso – Respuesta de las variables PARO y PRV.

Impulso Paro → Respuesta PRV

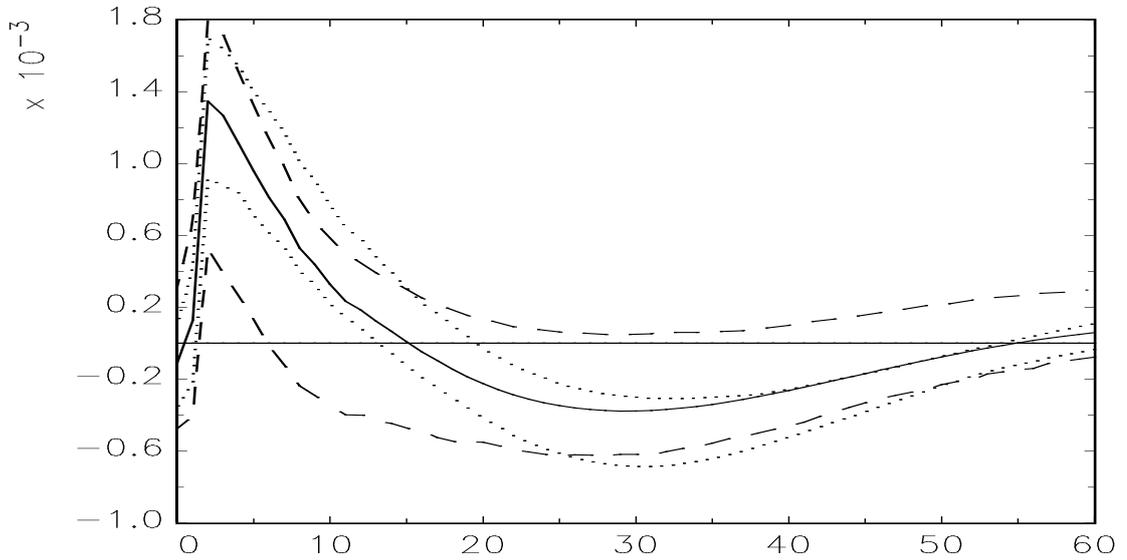


Impulso PRV → Respuesta Paro



PANEL F. Funciones de Impulso – Respuesta de las variables Paro y VR STOXX50.

Impulso Paro → Respuesta VR STOXX50



Impulso VR STOXX50 → Respuesta Paro

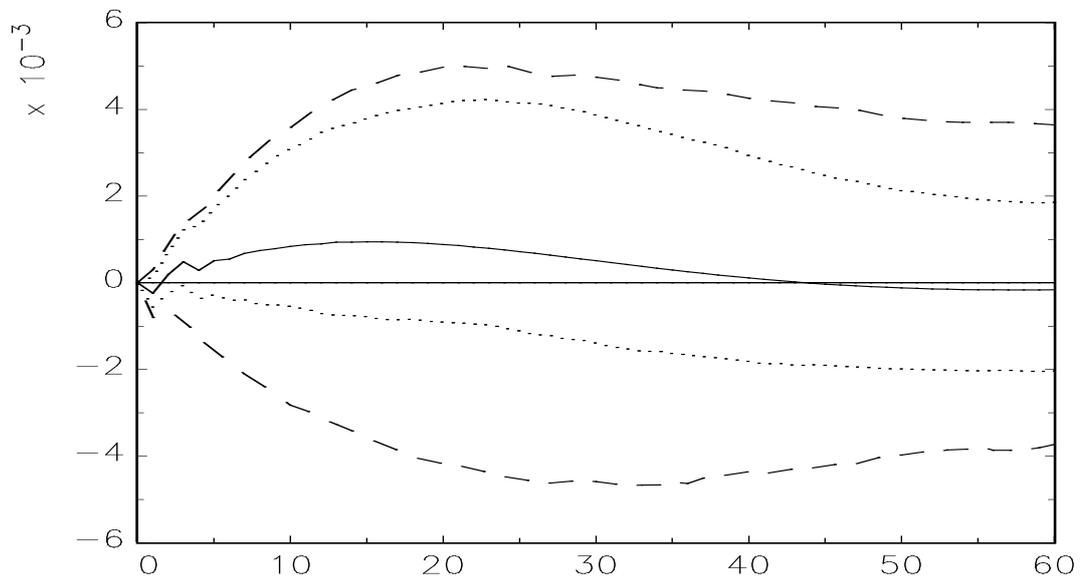
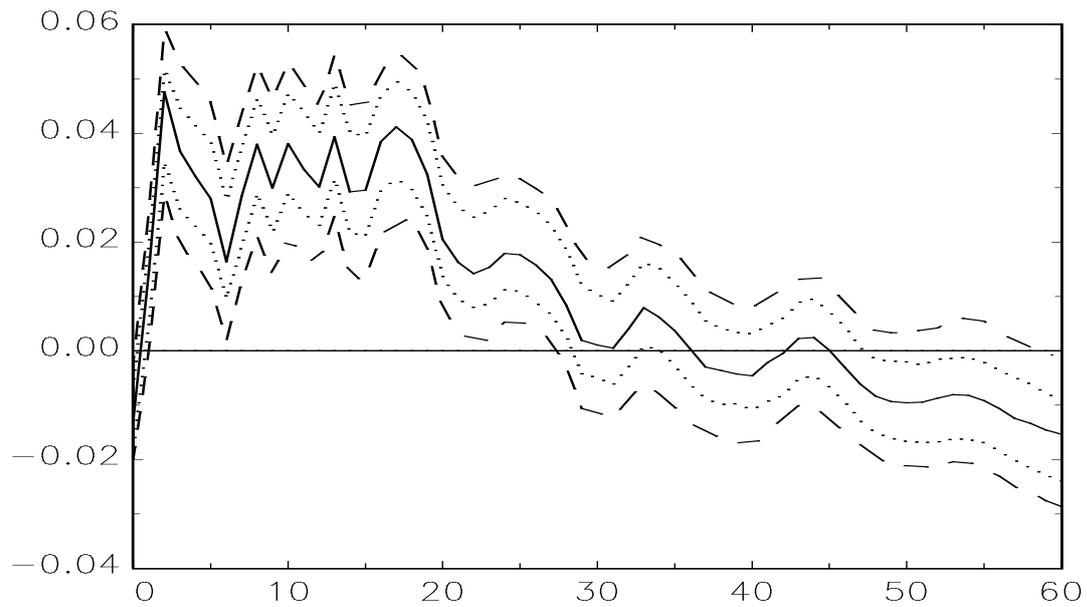
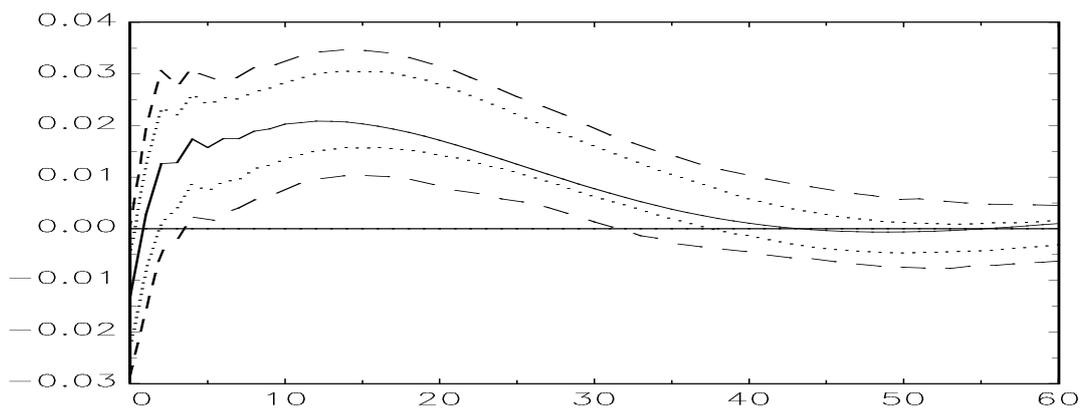
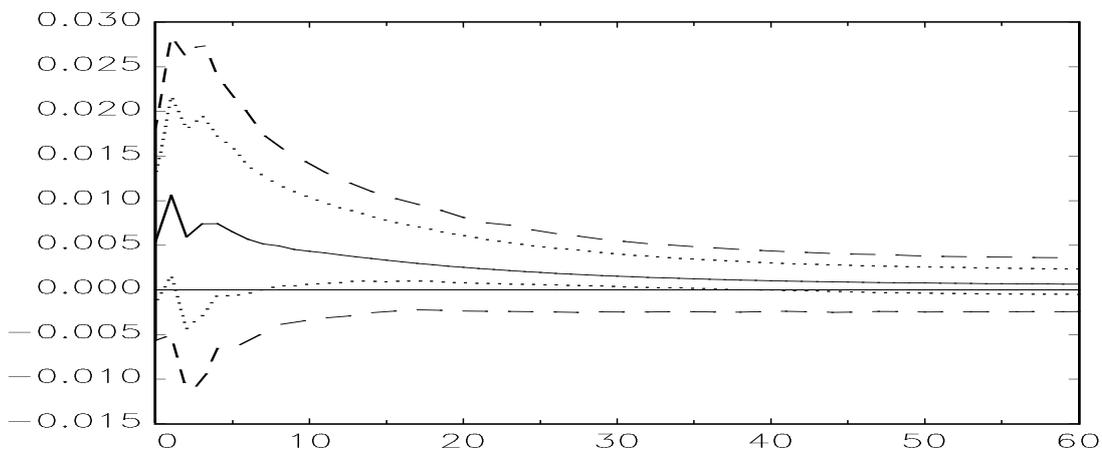
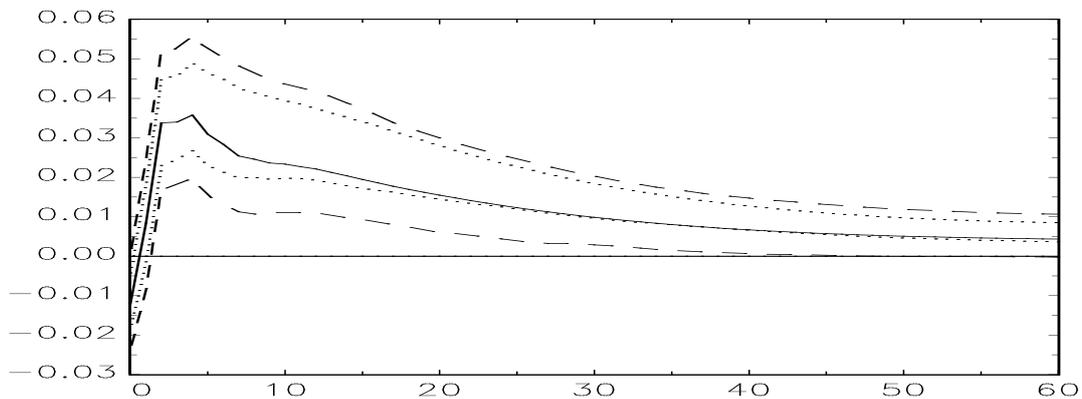


FIGURA 2. Funciones Impulso – Respuesta para analizar la robustez de los resultados.

PANEL A. Análisis de un VAR con 12 retardos. Las variables utilizadas son: Paro, RERAUE, PRV y VR STOXX50.



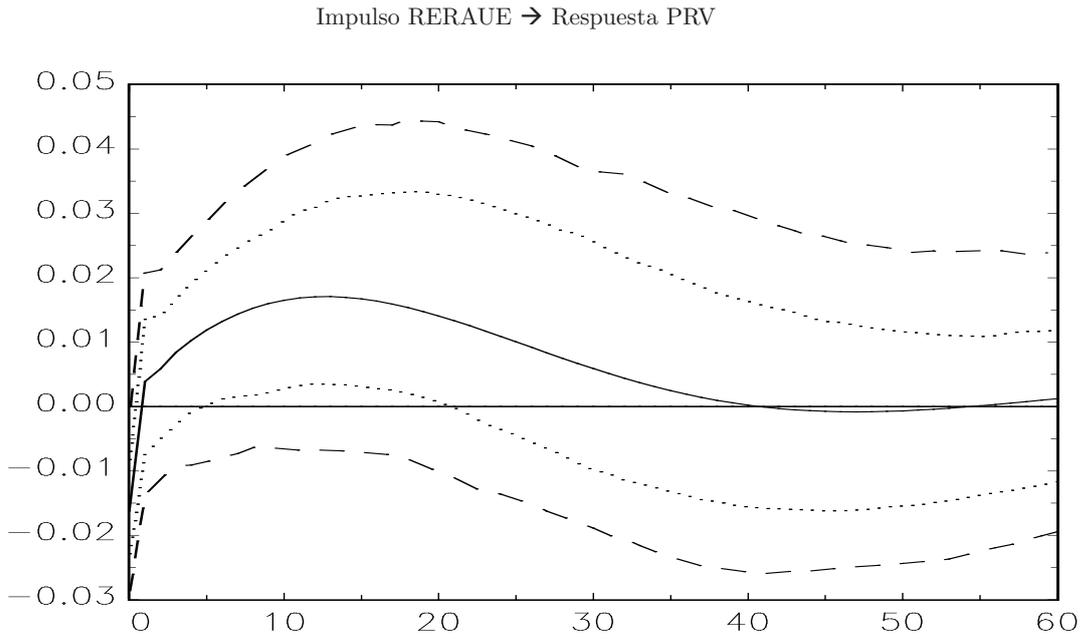
PANEL B. Robustez de la política monetaria. Se sustituye el tipo de interés real por el tipo de interés nominal de la eurozona, por la tasa de crecimiento del agregado monetario M1 y por las desviaciones producidas respecto a la Regla de Taylor.

Impulso tipos nominales BCE \rightarrow Respuesta PRVImpulso M1 \rightarrow Respuesta PRVImpulso desviaciones de la Regla de Taylor \rightarrow Respuesta PRV

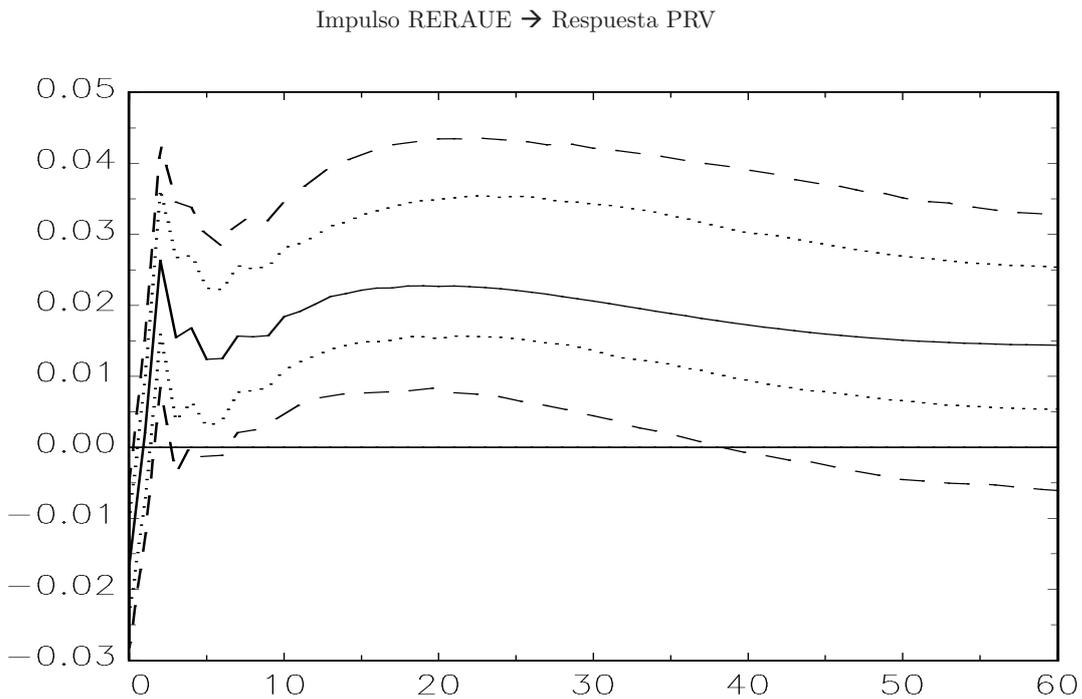
PANEL C. Robustez de las variables que miden el ciclo económico.

Se utiliza la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de crecimiento del IPI como sustitutos de la tasa de paro.

Variable utilizada: crecimiento del PIB.



Variable utilizada: crecimiento del IPI.



PANEL D. Robustez para el período 1999-2012. Se muestran las Funciones Impulso – Respuesta del VAR de 4 variables (Paro, RERAUE, PRV y VR STOX50), en el que se amplía el período de la muestra hasta diciembre de 2012. Comprobamos si los resultados obtenidos se mantienen cuando se introduce el período que abarca la crisis.

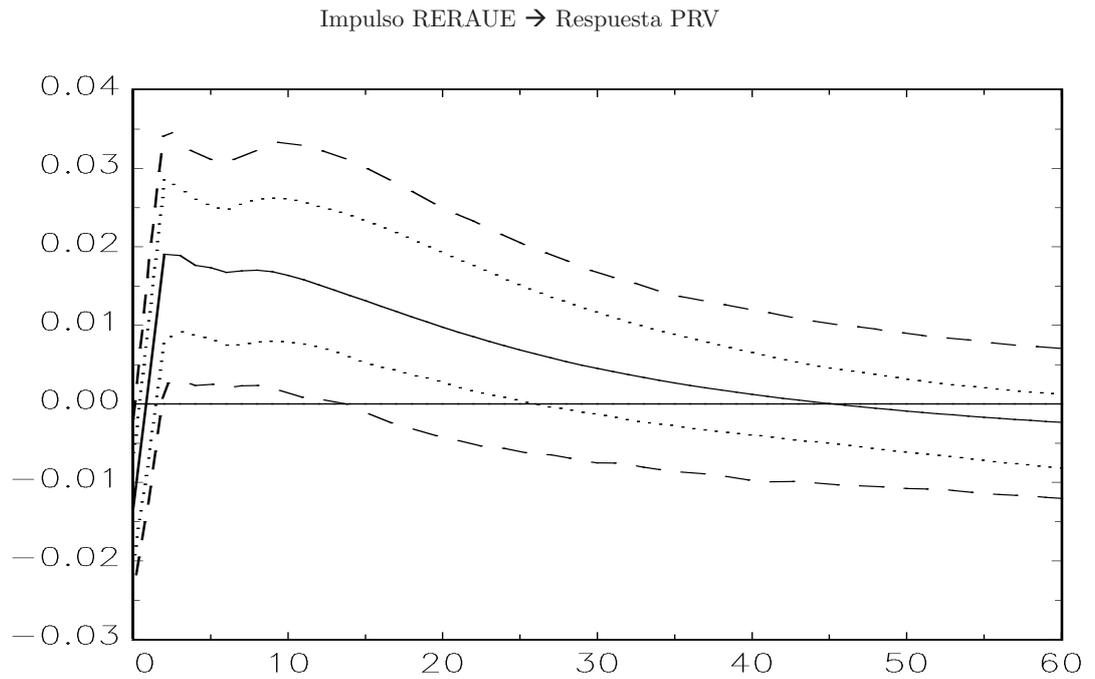
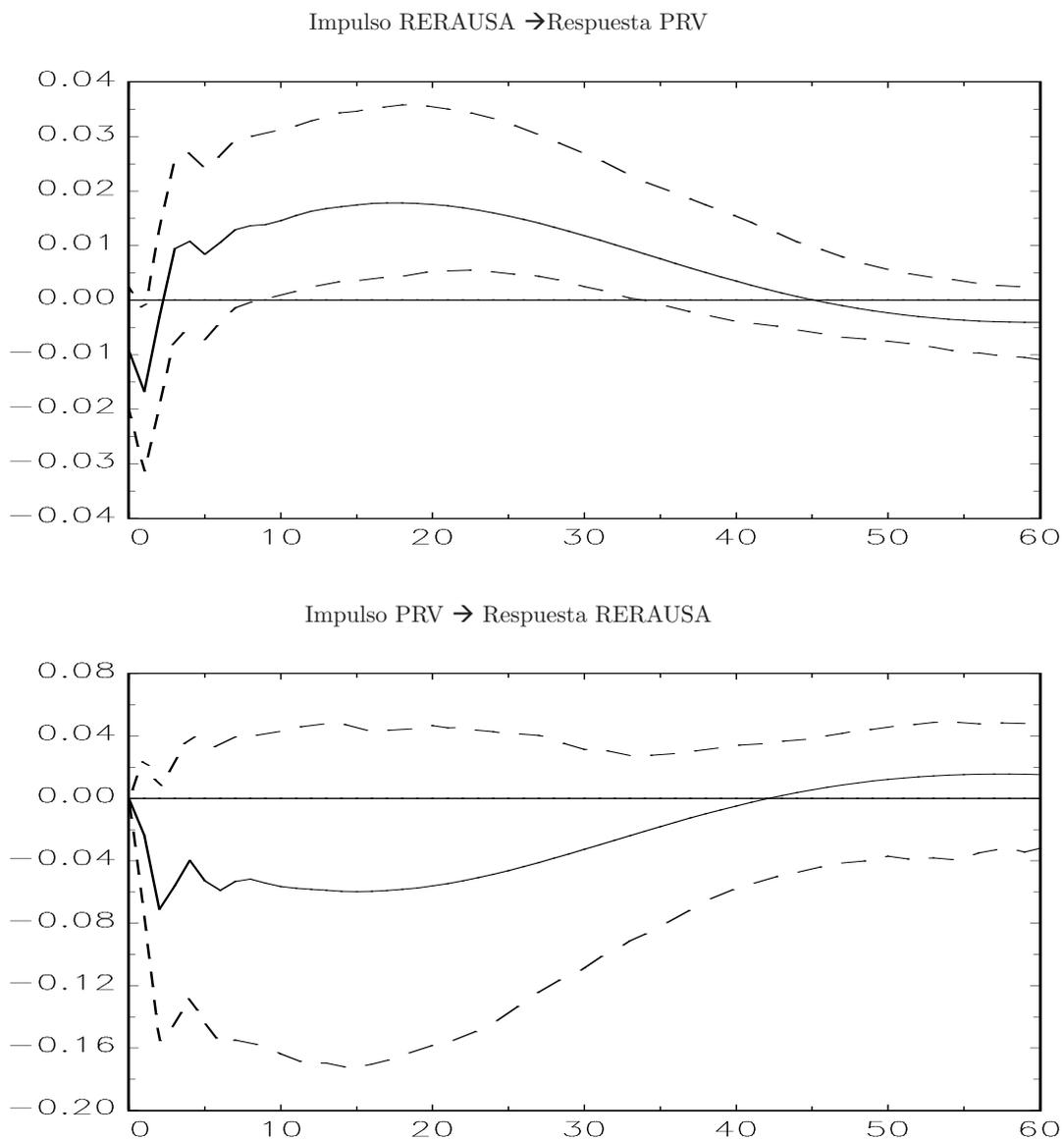


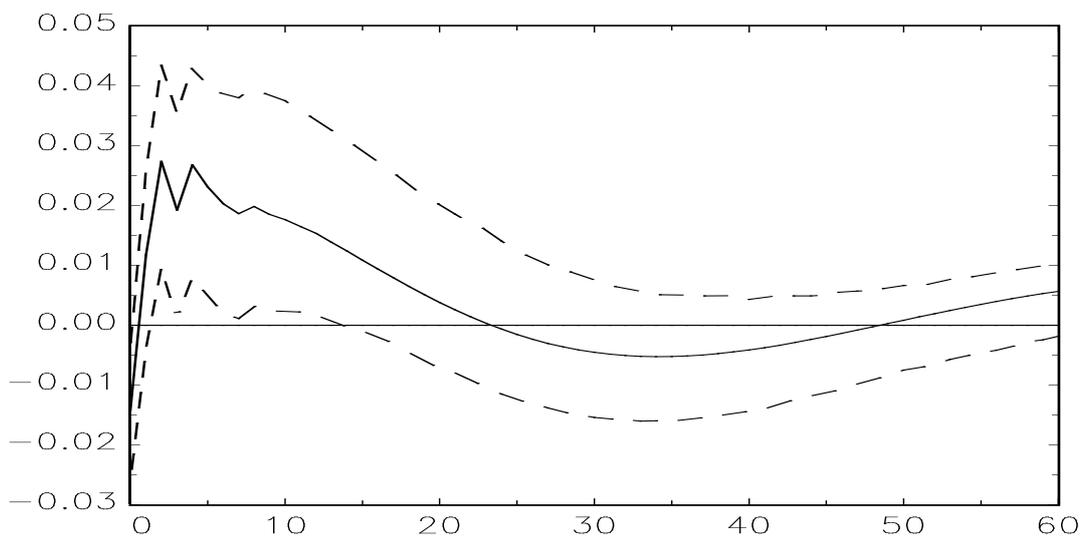
FIGURA 3. Funciones Impulso - Respuesta con un VAR de 5 variables.

Utilizamos en este análisis el paro, el tipo de interés real de la eurozona, PRV y VR STOXX50 e incorporamos como variable el tipo de interés real de EEUU, lo que nos permitirá observar la posible influencia de la política monetaria de la FED en la aversión al riesgo de la eurozona.

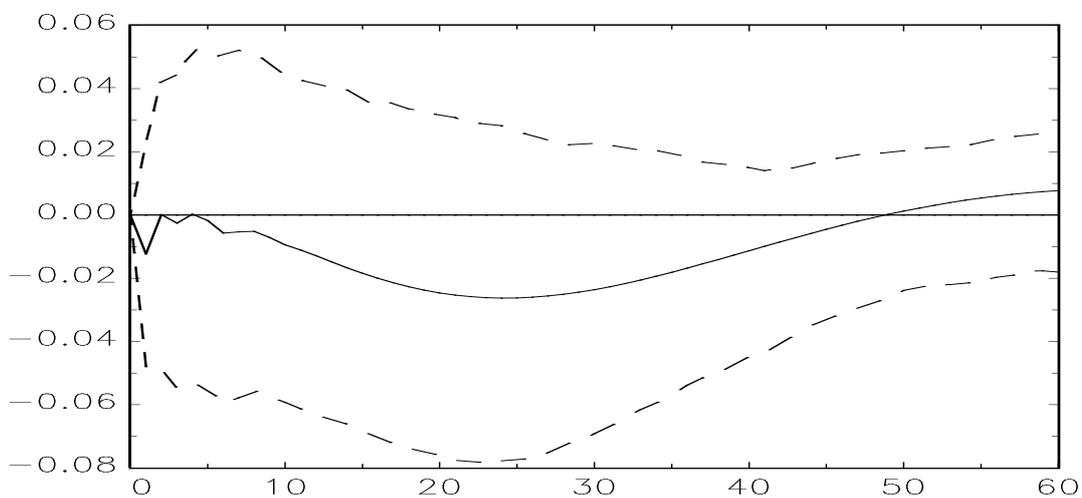
PANEL A. Relación entre la política monetaria llevada a cabo por Estados Unidos y la aversión al riesgo en la eurozona.

PANEL B. Relación entre la política monetaria de la eurozona y la aversión al riesgo. Se muestra el resultado de nuestro análisis una vez incorporado los efectos de la política monetaria de Estados Unidos.

Impulso RERAUE \rightarrow Respuesta PRV



Impulso PRV \rightarrow Respuesta RERAUE



Capítulo 4

Shocks de Política Monetaria y Aversión al Riesgo, existencia de asimetrías en los mercados financieros europeos

Con la llegada de la tercera fase de la Unión Económica y Monetaria (UEM) en la que se introduce el euro, tal y como describen Fahr et al. (2013) es el Banco Central Europeo el encargado de desarrollar la política monetaria en la Unión Europea. En este contexto, en el que nos encontramos en un área monetaria única como la desarrollada para la zona del euro, es esencial determinar cómo se propagan los efectos de la política monetaria llevada a cabo sobre las distintas economías que la componen, tratando de determinar si existen asimetrías en la forma en la que los mecanismos de transmisión monetaria actúan sobre cada país, o por el contrario la política monetaria incide de forma simétrica para todas las economías sobre las que tiene influencia directa.

Siguiendo a Esteve y Prats (2007), denominaremos mecanismo de transmisión monetaria a la cadena de efectos que genera un cambio en las condiciones monetarias, como consecuencia de la modificación del tipo de interés del instrumento de referencia del sistema. Entender de forma adecuada cómo afecta la política monetaria, a través de los mecanismos de transmisión y sus distintos canales, a las variables reales y financieras de la economía, es fundamental para cuantificar la intensidad y el signo de las medidas a desarrollar por las autoridades monetarias. Si bien existe un amplio consenso en la literatura macroeconómica sobre que la política monetaria puede influir significativamente en la economía real, sin embargo, hay menos acuerdo sobre la naturaleza de los mecanismos de transmisión monetaria, que puede variar según los países. Antes de la creación de la UEM gran parte de los trabajos de investigación desarrollados en este

sentido se dedicaron a plantear la posible heterogeneidad de las respuestas a los shocks monetarios sobre los potenciales países miembros. La pregunta que tratan de responder estos estudios obedece a que son evidentes las diferencias en determinadas características estructurales de las economías de los países que van a integrar la UEM y, por tanto, se trata de analizar cómo van a reaccionar los distintos canales de transmisión monetaria ante una política común.

Ejemplos de artículos que analizan el impacto de las características estructurales de las economías de la Unión Europea en su transmisión monetaria encontramos los de Angeloni y Dedola (1999), que en su trabajo para las seis mayores economías de la Unión Europea establecen que hay que tener en cuenta que la UEM puede inducir cambios estructurales en los países, determinantes del tamaño y la velocidad de transmisión de la política monetaria; el desarrollado por Dornbusch et al. (1998), que estimaron que, en Italia, los efectos de un cambio en los tipos de interés sobre la producción eran dos veces más grandes que en Alemania y Francia, y cerca de tres veces más grande que en España; por su parte, Ramaswamy y Sloek (1998) concluyen que los efectos de un shock monetario negativo sobre la producción de un grupo de países de la UE (Austria, Bélgica, Finlandia, Alemania, los Países Bajos y el Reino Unido) tardan más del doble de tiempo en producirse, pero son casi dos veces más profundos que en el otro grupo (Dinamarca, Francia, Italia, Portugal, España y Suecia); otros trabajos como los de Guiso et al. (2000), Mihov (2001), Ehrmann et al. (2003), o Angeloni et al. (2003b) buscan indicadores de la sensibilidad a los cambios en los tipos de interés sobre la producción, la estructura del sector bancario, los mercados financieros, entre otros, tratando de relacionarlos con los mecanismos de transmisión monetaria. Los resultados de este tipo de análisis son a menudo ambiguos, y su importancia cuantitativa relativa no está clara.

Otro gran número de artículos se centran en la forma de actuar de los distintos canales de transmisión de la Política Monetaria. La mayor parte de los trabajos realizados en este campo son previos a la entrada en vigor de la tercera fase de la UME, en los que se hacen distintas simulaciones y agregaciones de los datos. Podemos destacar a modo de ejemplo, los desarrollados por Gerlach y Smets (1995) que encontraron que los efectos de los shocks de política monetaria, aun no siendo significativos, eran más grandes en Alemania que en Francia e Italia;

Kim (1999) analiza los casos de Alemania, Francia e Italia en el marco del G-7, De Arcangelis y Di Giorgio (2001), y Gaiotti y Generale (2002) centrados en el caso de Italia, Shioji (1997) en España, mientras que Levy y Halikias (1997) se centran en Francia. Todos estos resultados muestran que las respuestas a los shocks de políticas monetarias se transmiten de forma distinta en los distintos países, llevando a cabo el análisis de las diferencias en los distintos países de los efectos debidos exclusivamente a los canales de transmisión monetaria.

A la hora de analizar los trabajos realizados con posterioridad al 1 de enero de 1999, pero relativos a datos anteriores a dicha fecha, podemos destacar entre otros, el desarrollado por Mojon y Peersman (2003), que presentando un amplio conjunto de resultados que describen los efectos de la política monetaria en 10 países de la zona del euro durante el período anterior a la UEM, encuentran que las asimetrías que pudieran existir en la transmisión monetaria entre los países de la UE, no son lo suficientemente fuertes como para ser detectados con firmeza con los datos disponibles. Por su parte, Clements, et al. (2001), demuestran que las diferencias entre países en la respuesta del PIB a los shocks de política monetaria durante el período previo a la UEM, que se encuentra en otros estudios, se explican por las diferencias en las funciones de reacción de política monetaria, en lugar de por los distintos mecanismos de transmisión como tal. Analizan las diferencias en la estructura financiera en estos países y si éstas pueden dar lugar a asimetrías en la transmisión de la política monetaria del BCE. Van Els et al. (2001), realizan a través de una simulación, un amplio estudio de cómo se distribuyen los efectos de la política monetaria a través de los distintos canales de transmisión y a lo largo de los países que componen la zona del euro en sus orígenes. Berben et al. (2005b) examina las posibles explicaciones para las diferencias observadas en la transmisión de la política monetaria de la zona del euro, considerando que estas diferencias se deben a que son distintas las economías subyacentes y a los modelos empleados. Mojon y Peersman (2003), por su parte, estiman funciones de reacción a nivel nacional para analizar qué ocurre con cada país al buscarse la estabilidad de precios en la zona del euro en su conjunto. Demuestran que los efectos de la política monetaria sobre los precios y sobre la producción estimada para cada país suelen ser cualitativamente similares a los obtenidos cuando el modelo se estima para la economía agregada de la zona del euro. Por su parte Huchet (2003), compara las reacciones de las economías de la

Unión Económica y Monetaria a una política monetaria única. Para ello estima una función de reacción que representa el comportamiento del BCE durante el período 1980-1998. Sus resultados muestran que Francia, Alemania, España y Austria parecen ser más sensibles a las variaciones no anticipadas en los tipos de interés que Bélgica e Italia. Jarocinski (2010), plantea que el obstáculo principal en el estudio de la zona del euro es que disponemos de una serie de datos muy corta, en su trabajo analizan tanto países que están dentro de la unión monetaria como otros que sólo están en la unión económica. De sus resultados, cabe destacar por el interés para este capítulo que ante un shock de política monetaria las respuestas son más fuertes en España que en Alemania.

Todos estos trabajos analizados, proporcionan evidencias de que existen diferencias en los mecanismos de transmisión de la política monetaria a lo largo de los distintos países que se integran en la zona del euro, produciéndose asimetrías entre países en las consecuencias de aplicar una determinada política monetaria. En la mayor parte de estos estudios el objetivo principal es comprobar cómo afecta al PIB un shock de Política Monetaria, si bien se observan y analizan otras variables. Es el caso de Bohl et al. (2008) que basándose en diferentes métodos para extraer los shocks de política monetaria, encuentran una relación negativa y significativa entre los shocks de tipos de interés y los mercados de valores europeos. Por su parte Andersson (2010) analiza la volatilidad del mercado de valores como reacción a las decisiones de cambios en tipos de interés del BCE y de la Fed, encontrando que se produce un fuerte repunte tras estos anuncios. Otros autores como Pérez – Quirós y Sicilia (2002) y Brand et al. (2010) se centran en los cambios en la curva de rendimientos de la zona del euro, encontrando que ésta se ve afectada por las decisiones de política monetaria del BCE.

Dos trabajos recientes que merecen especial atención son los de Caporale y Soliman (2009) y el de Crespo – Cuaresma y Fernández – Amador (2013). Caporale y Soliman (2009) examinan en su artículo el mecanismo de transmisión monetaria en ocho estados miembros de la UE. Proporcionan evidencia empírica para evaluar el impacto de una política monetaria común en las primeras etapas de la UEM. Los autores examinan los efectos de los shocks monetarios sobre la actividad económica real, los tipos de cambio, el crédito al sector privado nacional y los agregados

monetarios. Sus resultados empíricos sugieren que, efectivamente, existen efectos asimétricos en las economías de los ocho países estudiados, y que las diferencias en el mecanismo de transmisión monetaria no han desaparecido con la creación de la UEM. Un shock monetario común afectará a los países miembros de una manera muy diferente, variando considerablemente de un país a otro el tiempo y la profundidad de las respuestas. Así, por ejemplo, un shock de política monetaria disminuye la producción en todos los países, pero esta disminución varía según los países. En el caso de Austria, Dinamarca, Francia y España, la producción disminuye poco después de que se produzca el shock, siendo relativamente grande la caída en el caso de Francia y España. Por el contrario, la disminución de la producción se produce mucho más tarde en Alemania, Italia, Países Bajos y el Reino Unido. En el trabajo de Crespo – Cuaresma y Fernández – Amador (2013) se plantean la dificultad de conducir una política monetaria en una zona como la UEM al haber perdido los gobiernos nacionales sus políticas monetarias y cambiarias, desarrollando el BCE la política monetaria común sobre la base de agregados de la zona del euro. Así, la política monetaria común no se ajustará a los intereses de al menos una parte de los estados miembros, pudiendo ser ésta, además, una fuente potencial de asimetrías cuando la respuesta a un shock monetario común es diferente entre los miembros del área monetaria.

Como podemos ver, el volumen de estudios desarrollado en este campo es muy amplio y variado, lo que nos permite concluir que es evidente la presencia de asimetrías en la forma de propagarse la política monetaria a los países miembros de la UME. Con este capítulo de la presente tesis doctorar, pretendemos introducir por primera vez hasta donde llega nuestro conocimiento, una variable hasta ahora no contemplada en el estudio de las asimetrías producidas por el desarrollo de la política del BCE. En este capítulo vamos a analizar cómo afecta un shock de política monetaria a la aversión al riesgo implícita de los mercados de valores en dos economías europeas, Alemania y España, y comprobar si existen asimetrías sobre esta variable al aplicar la política monetaria única.

Siguiendo los trabajos de Bekaert et al. (2013) y Nave y Ruiz (2013), recogido éste en el capítulo anterior de esta tesis, donde queda constatada la relación entre política monetaria y aversión al riesgo para los mercados de Estados Unidos y Europa respectivamente, así como la influencia de la política monetaria

estadounidense en la aversión al riesgo del inversor representativo de los mercados de la eurozona, con nuestro análisis pretendemos contribuir a rellenar el vacío antes comentado existente en la literatura relativa a asimetrías en la transmisión de la política monetaria.

El análisis que realizamos utiliza la metodología de vector autorregresivo estructural (SVAR), que como ya pusimos de manifiesto en los capítulos previos, permite ver la relación dinámica entre la aversión al riesgo y la política monetaria a través de las variables proxy elegidas. En este sentido, para medir la orientación de la Política Monetaria del BCE utilizamos el tipo de interés real (el tipo oficial del BCE menos la tasa de inflación); y para medir la aversión al riesgo utilizamos la denominada prima de varianza, extraída del VDAX-New, índice de volatilidad del mercado de opciones sobre el índice bursátil DAX 30 que mide bajo neutralidad al riesgo la varianza esperada del mercado alemán. En el caso español, al no existir un índice que mida la volatilidad del IBEX35, se han tomado los datos del trabajo desarrollado por González y Novales (2007), donde construyen el indicador VIBEX-New, ampliando la información para hacerla coincidir con el período objeto de nuestro estudio. La prima de varianza se obtiene mediante la desagregación de ambos índices, VDAX y VIBEX en sus dos componentes: uno que refleja la volatilidad esperada del mercado de valores y que se asocia al grado de incertidumbre; y el otro, la prima de varianza, que incorpora la aversión al riesgo y otros efectos más residuales.

El resto del presente capítulo se estructura de la siguiente forma. Después de esta introducción, la sección 2 se dedica a presentar las variables utilizadas para medir los factores que conforman el modelo básico, indicando los datos originales utilizados, la fuente de donde se extraen y las transformaciones realizadas en los mismos hasta la obtención de las mencionadas medidas de los factores considerados. En la sección 3 se describen los resultados para un SVAR con las cuatro variables iniciales, ciclo económico, política monetaria, aversión al riesgo e incertidumbre. En la sección 4 se realiza un análisis SVAR en el que se introduce una quinta variable, la política monetaria estadounidense, para tratar de ver la influencia de ésta en los resultados obtenidos en la sección anterior, y finalmente en la sección 5, se resumen los principales resultados y se enuncian las conclusiones más relevantes.

4.1 Datos y variables utilizadas

El periodo de análisis considerado en este trabajo abarca desde enero de 1999, fecha de la implantación del euro y de la política monetaria común en la eurozona a cargo del BCE, hasta julio de 2007, es decir 103 datos de frecuencia mensual. Limitamos el período de análisis hasta julio de 2007 para evitar el cambio estructural que provoca el inicio de la crisis financiera en agosto de ese año.

Los factores que intervienen en los distintos análisis planteados son cuatro en total: la política monetaria del BCE; la aversión al riesgo de los inversores de los mercados financieros alemán y español; la incertidumbre de dichos mercados y el ciclo económico de la eurozona. En este apartado propondremos medidas para estos factores, describiremos las bases de datos utilizadas para obtener los datos básicos requeridos y calcularemos, en su caso, las medidas propuestas para el periodo de análisis anteriormente descrito. También realizaremos un análisis para determinar las variables básicas utilizadas en el estudio y la fuente de donde se han obtenido que se resumen en la tabla 1, panel A.

Estos datos se utilizan para calcular distintas variables proxy de los factores que intervienen en el estudio de la siguiente forma, recogida analíticamente en la tabla 1, panel B:

- La política monetaria, tanto de la eurozona como la estadounidense, la medimos mediante el tipo de interés real en el último día del mes, calculado como la diferencia entre el tipo de interés oficial que determina la autoridad monetaria de forma nominal y la tasa de inflación.
- La aversión al riesgo la medimos mediante la prima de varianza, calculada como la diferencia entre el cuadrado del VDAX o el VIBEX en el último día de negociación del mes y una medida de la incertidumbre que describimos a continuación. El VDAX y el VIBEX reflejan bajo neutralidad al riesgo la volatilidad esperada del mercado para el plazo de 30 días.
- La incertidumbre la medimos a través de la volatilidad esperada real (es decir, bajo la medida física de probabilidad) del mercado bursátil que, siguiendo a Bollerslev *et al.* (2009), aproximamos mediante la varianza realizada durante el mes anterior. La falta de disponibilidad de contratos

de futuro sobre el DAX30 y del IBEX35 en todo el periodo de referencia nos obliga a trabajar con datos de contado, por lo que utilizamos la frecuencia diaria para realizar este cómputo ya que según los resultados de Drechsler y Yaron (2011) esta frecuencia mejora los resultados de utilizar las rentabilidades al contado con frecuencia de 5 minutos.

- Por último, y con el fin de introducir en el análisis una variable que nos permita contemplar la influencia del ciclo económico sobre el shock de política monetaria que vamos a estudiar, utilizamos como variable proxy, la tasa de desempleo de la zona del euro medida a fin de mes.

4.2 Resultados para un SVAR de 4 variables: ciclo económico, política monetaria, aversión al riesgo e incertidumbre

Con el fin de analizar la relación entre las variables anteriormente descritas vamos a utilizar un modelo del tipo vector autorregresivo estructural (SVAR). Vamos a recoger los cuatro factores endógenos a través en un vector $X_t = (ce_t, pm_t, ar_t, ic_t)$, tanto para Alemania como para España, donde los distintos factores vienen medidos a través de las variables proxy descritas en la sección anterior: la tasa de paro de la eurozona como indicador del ciclo económico (ce), el tipo de interés oficial real como indicador de la orientación de la política monetaria (pm), la prima de varianza del mercado como indicador de la aversión al riesgo de mercado (ar) y la varianza realizada del mercados en el mes anterior como indicador de la incertidumbre (ic), respectivamente.

Para un SVAR con 4 variables necesitamos seis restricciones adicionales, y para ello, como ya se ha puesto de manifiesto en el capítulo primero de esta tesis, una alternativa comúnmente utilizada es usar la descomposición de Cholesky de la estimación de la matriz de varianzas covarianzas que supone imponer restricciones a la matriz A que recoge las relaciones contemporáneas, con lo que, como ya se ha expuesto previamente, el orden de las variables pasa a tener especial relevancia, ya que dependiendo de su posición dentro del vector X, los valores de las variables estarán explicados por los valores contemporáneos de

las demás o no. El orden que nosotros hemos dado a las variables permiten que tanto la aversión al riesgo como la incertidumbre respondan instantáneamente a los shocks de política monetaria, mientras que el ciclo económico lo hace con al menos un mes de retraso, lo que parece lógico desde un punto de vista económico. Pero también la incertidumbre responde instantáneamente a la aversión al riesgo sin que suceda lo mismo al contrario, aunque en este caso esta restricción tenga poca importancia dado el objetivo de nuestro trabajo.

4.2.1 Resultados para Alemania

A continuación tenemos que seleccionar el orden correcto del VAR. Para ello utilizaremos los criterios de información de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) y el criterio bayesiano de Schwarz (SBIC), el error final de predicción (FPE), así como el estadístico LR (likelihood ratio), cuyos resultados se muestran en la tabla 2. Como puede observarse en la tabla 2, panel A, el retardo óptimo es 4 en cuatro de los cinco criterios utilizados por lo que introduciremos cuatro retardos en el modelo. Tal y como se refleja en la tabla 3 el modelo así especificado es estable, al ser todos los autovalores menores que uno, y por tanto estacionario. Además, el test de Portmanteau recogido en la tabla 4 indica ausencia de autocorrelación en los residuos hasta el retardo 12.

Los resultados en forma de funciones impulso-respuesta (FIR) del SVAR estimado con las restricciones de exclusión sobre las respuestas contemporáneas descritas anteriormente son los presentados en la figura 1. En todas las FIR se incluyen los intervalos de confianza al 90% calculado por bootstrap con 1000 replicaciones y también el intervalo de confianza del 68% comúnmente utilizado en los análisis VAR calculado en las mismas condiciones. Los shocks, como es habitual, se han normalizado a una desviación estándar de la variable que proporciona el impulso.

Así, ante un shock de política monetaria, equivalente a una reducción del tipo de interés oficial real de 23,93 puntos básicos, el efecto sobre la aversión al riesgo es una respuesta negativa y significativa a partir del segundo mes y continúa siéndolo hasta el 36, alcanzando el valor máximo de reducción de la aversión al riesgo en el segundo período con 2,79 puntos básicos. Por su parte,

un shock en la aversión al riesgo, equivalente a 7,65 puntos provoca un efecto que sólo es significativo al 68%, y que comienza siendo directo para pasar a ser inverso a partir del período 32.

En la Figura 1, panel B, analizamos la relación entre un shock de política monetaria, equivalente a una reducción del tipo de interés real de 23,93 p.b., y la incertidumbre, medida ésta a través de la varianza realizada del DAX30, siendo la respuesta del mismo signo y significativa desde el primer mes hasta el 32, alcanzando su valor máximo de 0,0014 en el segundo período. En sentido contrario, un shock en la incertidumbre afecta también de forma directa, significativa e inmediata al tipo de interés real durante sólo un mes tras haberse producido el shock, alcanzando un valor de 0,0523, al contrario de lo que ocurría con la aversión al riesgo, corroborando los resultados de Papadamou y Siriopoulos (2008).

En la relación entre política monetaria y ciclo económico, podemos observar en la figura 1, panel C, cómo el efecto de la primera sobre el segundo es indirecto y significativo desde el mes 24, alcanzando el punto máximo de 0,0131 en el período 42, siendo la respuesta de la política monetaria al ciclo económico también significativa y mucho más rápida, desde el mes 5 hasta el 32, produciéndose una reducción de los tipos de interés oficiales reales ante una disminución de la actividad económica.

En los paneles D y E de la figura 1 se muestran cómo se relaciona la variable de ciclo económico con las variables de aversión al riesgo e incertidumbre respectivamente. Así, ante un shock del ciclo económico equivalente a 0,0038, se produce un efecto significativo e inmediato en las variables de aversión al riesgo e incertidumbre, que alcanzan hasta el período 13 y 11 respectivamente. En sentido contrario, ninguna de las 2 variables analizadas afecta de manera significativa a la variable proxy del ciclo económico, no pudiéndose corroborar en este caso los resultados de Bloom (2009) y Bloom *et al.* (2012).

Por su parte, los shocks en la aversión al riesgo generan una respuesta de la incertidumbre directa, significativa de forma inmediata y hasta cuatro meses después, mientras que un shock en la incertidumbre no afecta ni de forma clara ni significativa a la aversión al riesgo, tal y como vemos en la figura 1, panel F.

4.2.2 Resultados para España

Procedemos a continuación a analizar los resultados obtenidos para el VIBEX-New. En primer lugar tenemos que seleccionar el orden correcto del VAR. De igual forma que para el caso alemán utilizamos los criterios de información de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) y el criterio bayesiano de Schwarz (SBIC), el error final de predicción (FPE), así como el estadístico LR (likelihood ratio), cuyos resultados se muestran en la tabla 2. Como puede observarse en la tabla 2, panel B, el retardo óptimo es 3 en dos de los criterios utilizados por lo que deberíamos introducir tres retardos en el modelo. No obstante, y con el fin de homogeneizar los resultados con los datos alemanes calcularemos el VAR con 4 retardos ya que sigue siendo estable según se muestra en los datos de la tabla 3, panel B, al ser todos los autovalores menores que uno, y por tanto estacionario. Además, el test de Portmanteau recogido en la tabla 4, panel B, indica ausencia de autocorrelación en los residuos hasta el retardo 12.

Los resultados en forma de funciones impulso-respuesta (FIR) del SVAR estimado con las restricciones de exclusión sobre las respuestas contemporáneas descritas anteriormente son los presentados en la figura 2. En todas las FIR se incluyen los intervalos de confianza al 90% calculados por bootstrap con 1000 replicaciones y también el intervalo de confianza del 68% comúnmente utilizado en los análisis VAR calculado en las mismas condiciones. Los shocks, como es habitual, se han normalizado a una desviación estándar de la variable que proporciona el impulso.

Así, en la figura 2, panel A, podemos observar como ante un shock en los tipos de interés oficiales reales, equivalente a 24,71 puntos básicos, se produce una respuesta significativa e inmediata de 0,0348 desde el mes 2 hasta el 27, es decir, una disminución de los tipos de interés europeos produce una disminución de la aversión al riesgo en el mercado financiero español durante 25 meses, alcanzando el valor máximo de 0,0348 en el mes 4. En sentido contrario, es decir, ante un shock de la aversión al riesgo, equivalente a 0,0744, la respuesta de los tipos de interés es sólo significativa al 68% desde el mes 5 hasta el 14.

En la Figura 2, panel B, analizamos la relación entre los tipos de interés y la incertidumbre, medida a través de la varianza realizada del IBEX35. Observamos

que ante un shock de política monetaria se produce una respuesta inmediata, del mismo signo y durante 19 meses, de la incertidumbre, alcanzando el valor máximo de 0,0012 en el primer mes. La respuesta de los tipos de interés ante un shock en la incertidumbre, de 0,67 puntos básicos, provoca una respuesta significativa durante un período muy breve, desde el mes 2 hasta el 4, alcanzando un máximo de 0,0713 en el mes 3. Podemos observar en la Figura 2, panel C, como ante un shock de ciclo económico la política monetaria reacciona de forma inmediata y significativa, en sentido contrario, desde el mes 2 hasta el 32, no produciéndose respuesta hasta mucho más tarde, en el mes 22, en el caso de que el shock se produzca en la variable de la política monetaria.

La relación entre la variable de ciclo económico y las variables de aversión al riesgo e incertidumbre la podemos analizar en la figura 2, paneles D y E, observando que ante un empeoramiento de la variable paro, ambas variables reaccionan negativamente, es decir aumenta tanto la aversión al riesgo como la incertidumbre, siendo en el primer caso desde el mes 2 hasta el 8, y en el segundo del 1 al 17. En la dirección contraria, podemos ver que ninguna de las 2 variables analizadas influye de manera significativa sobre la variable de ciclo económico. Por último, podemos observar en la figura 2, panel F, como un shock de la aversión al riesgo, equivalente a 7,44 puntos básicos, provoca una reacción inmediata y significativa sobre la incertidumbre, durante los meses 1 a 3, no siendo significativa la relación en sentido contrario.

4.2.3 Comparación de los resultados de Alemania y España

A la vista de los resultados antes descritos, y los presentados en el capítulo anterior para el índice europeo STOXX50, que podemos observar de forma resumida en la Tabla 8, podemos comprobar que ante un shock de política monetaria, el sentido de la respuesta de la aversión al riesgo es la misma en todos los índices planteados, si bien no lo es en intensidad ni en duración.

Así, en el caso del índice alemán, la respuesta es más duradera y menos intensa que en el caso español. Un shock de política monetaria tiene un efecto significativo sobre la aversión al riesgo alemana que se prolonga desde el mes 2 hasta el 36, por encima de los 33 meses del índice europeo y muy superior a los 27 del

índice español. El máximo se logra en el caso europeo en un punto intermedio, 0,0315, entre el índice alemán, 0,0279, y el español, 0,0348. Este resultado viene a confirmar el obtenido por Jarocinsky (2010) de que ante un shock de política monetaria, las respuestas son más fuertes en España que en Alemania.

La repercusión de un shock de política monetaria sobre la incertidumbre también es distinta sobre los índices de ambos países. En el caso alemán, de forma similar al europeo, la respuesta se prolonga desde el momento inicial hasta el período 30 y 32 respectivamente, alcanzando en ambos casos el máximo en el segundo período con idéntico valor de 0,0014. En el caso español un shock de política monetaria se traslada a la incertidumbre durante menos tiempo, desde el mes 1 al 19, siendo la intensidad de la respuesta menor que en los otros dos índices. Los dos resultados anteriores confirman el estudio realizado por Bohl et al. (2008), anteriormente citado, que encuentran una relación negativa y significativa entre los shocks de tipos de interés y los mercados de valores europeos.

La respuesta a un shock sobre el ciclo económico también es distinta en los casos de la aversión al riesgo del índice alemán y del español. En el primer caso, ante un shock de la variable proxy del ciclo, la respuesta se extiende desde el mes 1 al 13, siendo el punto máximo en el mes 4 con un valor de 0,0326. En el segundo caso, la respuesta es más corta, del mes 2 al 8, y menos intensa, alcanzando un valor de 0,0286 en el mes 3.

Al analizar la incertidumbre, vemos como la respuesta en Alemania a un shock en la variable paro es mucho más intensa que la que se produce en el mercado español. En el primer caso, en el mes 3 alcanzamos un valor de 0,0012, muy similar al europeo de 0,0013, pero cuatro veces superior a la respuesta en España, que en el segundo mes alcanza 0,0003.

Podemos por tanto afirmar a la vista de los resultados, que los mercados financieros alemán y español no reaccionan de igual forma ante los shocks producidos en el marco de la Unión Monetaria, confirmando los resultados previos de existencia de asimetrías en los distintos países en cuanto a la transmisión de las distintas políticas comunes, como los puestos de manifiesto en el capítulo 2 de la presente tesis doctoral.

4.3 Resultados para un SVAR de 5 variables: ciclo económico, política monetaria estadounidense, política monetaria europea, aversión al riesgo e incertidumbre

A la hora de introducir una nueva variable, lo primero que hacemos es determinar el orden dónde debemos introducirla en el VAR debido a la importancia que este aspecto tiene en la imposición de restricciones. En este caso, mantenemos el orden anteriormente establecido e introduciremos los tipos de interés reales de Estados Unidos inmediatamente a continuación de la variable de ciclo y antes de los tipos de interés reales de la zona del euro, de tal forma que queda recogido el efecto de la política monetaria de Estados Unidos en el shock de tipos de interés de la eurozona. Consideramos por tanto, que los shocks de política monetaria en Europa responden de forma automática a los shocks americanos y éstos lo hacen al menos con un retardo respecto a los europeos. Para un VAR de estas características, analizando en primer lugar el caso alemán, el retardo óptimo estimado según el criterio de Schwartz y el de Hannan-Quinn es de 1 (Tabla 5, panel A), siendo en estas condiciones el VAR estable (Tabla 6, panel A) y presentando ausencia de autocorrelación residual (Tabla 7 Panel A).

Las FIR que presentamos en la Figura 3, Panel A, calculadas con un intervalo de confianza del 90%, nos muestran como un shock de la política monetaria del BCE, equivalente a 25 puntos básicos, se traslada en una respuesta inmediata y en el mismo sentido del shock tanto a la aversión al riesgo como a la incertidumbre del índice alemán. En el caso de la aversión al riesgo la respuesta significativa se produce durante los períodos 3 al 16 y el máximo se produce en el 7, con un valor de 0,0262. Cuando analizamos la incertidumbre, vemos como un shock de la política monetaria conduce a una respuesta significativa durante los períodos 4 al 14, produciéndose un valor máximo de 0,0007 en el momento 5.

En el caso español, con un VAR calculado también con 1 retardo (óptimo según vemos la Tabla 5, Panel B), podemos observar en la Figura 3, Panel B, como ante un shock de tipos reales, equivalente a 24,82 p.b., la respuesta de la aversión al riesgo es significativa al 90% desde al período 2 al 12, alcanzando el máximo de la respuesta, 0,0290, en el mes 5. Por su parte la respuesta de

la incertidumbre no es significativa con este intervalo de confianza, siendo escasamente significativa al 68% durante un breve período, por lo que no realizaremos el análisis. Los resultados que se obtienen en las FIR que muestran todas las relaciones entre las variables que componen el VAR las podemos ver en la Tabla 9, si bien no procedemos a su análisis pormenorizado al quedar fuera del ámbito de estudio de este trabajo.

4.4 Conclusiones

El objetivo de este capítulo era tratar de determinar si existían asimetrías en la forma en la que la política monetaria desarrollada por el BCE se transmitía a la aversión al riesgo implícita de los mercados de valores de renta variable de Alemania y España, o si por el contrario la incidencia era simétrica para las economías sobre las que tiene influencia directa.

Para realizar el análisis hemos utilizado una metodología de vector autorregresivo estructural (SVAR), que permite ver la relación dinámica entre la aversión al riesgo y la política monetaria a través de las variables proxy elegidas. Se han seguido los trabajos de Bekaert et al. (2013) y Nave y Ruiz (2013), donde queda constatada la relación entre política monetaria y aversión al riesgo para los mercados de Estados Unidos y Europa respectivamente, así como la influencia de la política monetaria estadounidense en la aversión al riesgo del inversor representativo de los mercados de la eurozona, pretendiendo con nuestro análisis contribuir a rellenar el vacío existente en la literatura relativa a asimetrías en la transmisión de la política monetaria, relativo a este aspecto. Hemos utilizado como variables el tipo de interés real, tanto de la eurozona como de Estados Unidos, y para medir la aversión al riesgo utilizamos la denominada prima de varianza, extraída del VDAX-New, y del VIBEX, índices que miden bajo neutralidad al riesgo la varianza esperada del mercado alemán y español respectivamente.

Del análisis del SVAR de cuatro variables que hemos utilizado, podemos decir con un nivel de confianza del 90%, que existe una asimetría en la transmisión de la política monetaria a la aversión al riesgo de los índices español y alemán

al igual que ocurría en el análisis de las rentabilidades de estos índices puestas de manifiesto en el segundo capítulo de esta tesis. En el caso que ahora analizamos se sigue produciendo un comportamiento asimétrico al ser más fuerte la respuesta en la aversión al riesgo, siendo ésta una medida del miedo de los inversores, en el mercado bursátil español que en el alemán, quedando en un término medio el índice europeo.

Al introducir los tipos de interés reales establecidos por la FED, con el objetivo de ver la influencia de la política monetaria norteamericana en los mercados bursátiles europeos, vemos que se confirman los resultados del capítulo segundo, al modificarse cuantitativamente los resultados. Si bien nos confirma el hecho de que existen asimetrías en la repercusión de la política monetaria europea en el mismo sentido que en el modelo de cuatro variables, vemos que las diferencias en las respuestas que se producen se suavizan considerablemente. Esto nos lleva a la conclusión principal de que cualquier análisis que se haga de los mecanismos de transmisión monetarios dentro de la zona del euro no se puede hacer sin tener en cuenta la política monetaria americana.

ANEXO A. TABLAS

TABLA 1. DATOS

PANEL A. Variables básicas y fuentes.

Variable	Fuente
Tipo de Interés Nominal BCE	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
IPCA Zona del euro	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
Tasa de Desempleo Zona del euro	Banco Central Europeo (http://sdw.ecb.int/)
Tipo de Interés Nominal USA	Reserva Federal USA (http://federalreserve.gov)
Inflación USA	Bureau of Labor Statistics USA (http://bls.gov)
DAX30	Bolsa de Frankfurt (http://www.dax-indices.com/)
VDAX-NEW	Bolsa de Frankfurt (www.boerse-frankfurt.de)
IBEX35	Bolsa de Madrid (www.bolsamadrid.es)
VIBEX-NEW	González, M. T., & Novales, A. (2007) y elaboración propia

PANEL B. Variables proxy de los factores, abreviatura utilizada y transformación realizada a partir de las variables básicas para su obtención.

Variable	Abreviatura	Transformación
Tipo de Interés Real UE	RERAUE	Tipo De Interés Nominal BCE – Inflación Zona del euro
Tipo de Interés Real USA	RERAUSA	Tipo De Interés Nominal FED – Inflación Usa
Varianza Realizada STOXX50	VR STOXX50	$\sum_{\text{Días del mes}} (\text{LN}(\text{STOXX50})_t - \text{LN}(\text{STOXX50})_{(t-1)})^2$
Prima de Riesgo de la Varianza	PRV	$\text{LN}(\text{VSTOXX50})/\sqrt{12} - \text{VR STOXX50}$
Tasa de desempleo	PARO	Log (tasa de desempleo de la eurozona)

TABLA 2. Elección del retardo óptimo para un VAR de 4 variables.

Las variables utilizadas en este análisis son el paro como variable proxy del ciclo económico, el tipo de interés real como indicador de la política monetaria de la eurozona, PRV como proxy de la aversión al riesgo y VR del DAX30 y del IBEX35 como medida de la incertidumbre. El período de la muestra abarca desde enero de 1999 a julio de 2007. Los criterios utilizados en este análisis son: : LR: test estadístico LR; FPE: Error Final de Predicción; AIC: Criterio de información de Akaike; SC: Criterio de información de Schwarz; y HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn.

PANEL A. Elección del retardo óptimo para Alemania.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	2.22e-13	-17.78486	-17.34339*	-17.60676
2	45.23536	1.83e-13	-17.97822	-17.09528	-17.62201
3	44.04949	1.50e-13	-18.18416	-16.85975	-17.64984*
4	34.83877*	1.35e-13*	-18.29703*	-16.53115	-17.58460
5	19.19337	1.49e-13	-18.21571	-16.00836	-17.32518
6	11.42424	1.82e-13	-18.03457	-15.38575	-16.96594
7	23.52827	1.84e-13	-18.05639	-14.96610	-16.80965
8	13.76373	2.16e-13	-17.93802	-14.40626	-16.51318
9	12.03973	2.61e-13	-17.80528	-13.83205	-16.20233
10	19.95811	2.70e-13	-17.84496	-13.43027	-16.06391
11	9.467527	3.45e-13	-17.69475	-12.83858	-15.73559
12	17.17847	3.72e-13	-17.74260	-12.44497	-15.60534

PANEL B. Elección del retardo óptimo para España.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	7.42e-13	-16.57848	-16.13701*	-16.40037*
2	32.10765	7.17e-13	-16.61367	-15.73073	-16.25746
3	35.43187	6.54e-13*	-16.71052*	-15.38611	-16.17621
4	15.16386	7.66e-13	-16.56106	-14.79518	-15.84864
5	9.088638	9.72e-13	-16.33742	-14.13007	-15.44689
6	15.86330	1.11e-12	-16.22254	-13.57372	-15.15391
7	32.18309*	9.80e-13	-16.38173	-13.29144	-15.13499
8	10.80103	1.21e-12	-16.21315	-12.68139	-14.78831
9	10.42042	1.51e-12	-16.05097	-12.07774	-14.44802
10	22.46529	1.49e-12	-16.13981	-11.72512	-14.35876
11	12.25791	1.79e-12	-16.04897	-11.19280	-14.08981
12	11.93382	2.18e-12	-15.97485	-10.67722	-13.83759

TABLA 3. Análisis de estabilidad de los residuos del VAR de 4 variables.

En este análisis se determinan las raíces del polinomio característico del VAR que viene definido por las variables paro, RERAUE, PRV y VR de los 2 índices, y especificado para 4 retardos. El modelo es estable si todas las raíces son menores que 1. En este caso el VAR satisface la condición de estabilidad.

PANEL A. Alemania.

Root	Modulus
0.999078	0.999078
0.963049 - 0.070199i	0.965604
0.963049 + 0.070199i	0.965604
-0.789463	0.789463
0.668203 - 0.312830i	0.737806
0.668203 + 0.312830i	0.737806
-0.534030 - 0.503839i	0.734194
-0.534030 + 0.503839i	0.734194
0.693962	0.693962
0.204605 - 0.641643i	0.673475
0.204605 + 0.641643i	0.673475
-0.102581 - 0.599309i	0.608025
-0.102581 + 0.599309i	0.608025
0.554559	0.554559
-0.421969 - 0.356614i	0.552477
-0.421969 + 0.356614i	0.552477

PANEL B. Análisis de estabilidad del VAR en España.

Root	Modulus
0.999172	0.999172
0.961244 - 0.077217i	0.964341
0.961244 + 0.077217i	0.964341
0.741123	0.741123
-0.717741	0.717741
0.613010 - 0.337858i	0.699950
0.613010 + 0.337858i	0.699950
-0.411067 - 0.451617i	0.610683
-0.411067 + 0.451617i	0.610683
0.336613 - 0.495638i	0.599138
0.336613 + 0.495638i	0.599138
0.061872 - 0.570421i	0.573766
0.061872 + 0.570421i	0.573766
-0.510068	0.510068
-0.299278 - 0.313046i	0.433087
-0.299278 + 0.313046i	0.433087

TABLA 4. Análisis de autocorrelación de los residuos del VAR de 4 variables. Se realiza un test Pormanteau para comprobar la autocorrelación de los residuos hasta el retardo 12. Se contrasta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación hasta dicho retardo. Se establece este período por estar trabajando con datos de frecuencia mensual.

PANEL A. Alemania.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.728842	NA*	1.746483	NA*	NA*
2	5.408285	NA*	5.501791	NA*	NA*
3	9.038192	NA*	9.245133	NA*	NA*
4	21.29651	NA*	22.01959	NA*	NA*
5	36.50111	0.1594	38.03295	0.1216	29
6	54.68240	0.1528	57.38722	0.1019	45
7	66.85313	0.2831	70.48399	0.1901	61
8	86.84002	0.2076	92.22796	0.1136	77
9	104.5844	0.1935	111.7468	0.0901	93
10	125.6316	0.1317	135.1588	0.0454	109
11	142.4252	0.1365	154.0516	0.0398	125
12	162.3156	0.1057	176.6855	0.0224	141

PANEL B. Análisis de autocorrelación de los residuos en España.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.672234	NA*	0.679093	NA*	NA*
2	2.009615	NA*	2.044050	NA*	NA*
3	4.756820	NA*	4.877104	NA*	NA*
4	12.30162	NA*	12.73958	NA*	NA*
5	27.74057	0.5318	28.99975	0.4651	29
6	45.39301	0.4556	47.79106	0.3601	45
7	66.14223	0.3039	70.11903	0.1984	61
8	76.29120	0.5014	81.16021	0.3509	77
9	86.40096	0.6724	92.28095	0.5016	93
10	103.8220	0.6221	111.6594	0.4115	109
11	117.8051	0.6634	127.3904	0.4237	125
12	133.5613	0.6595	145.3198	0.3843	141

TABLA 5. Elección del retardo óptimo para un VAR de 5 variables.

Las variables utilizadas en este análisis son el paro, el tipo de interés real de EE.UU, el tipo de interés real de la eurozona, PRV como proxy de la aversión al riesgo y VR del DAX30 y del IBEX35 como medida de la incertidumbre. El período de la muestra abarca desde enero de 1999 a julio de 2007. Los criterios utilizados en este análisis son: LR: sequential modified LR test statistic; FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion; y HQ: Hannan-Quinn information criterion. El símbolo * indica el orden del retardo óptimo seleccionado según cada criterio.

PANEL A. Alemania.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	2.09e-14	-17.31082	-16.62103*	17.03253*
2	36.36559	2.32e-14	-17.21033	-15.83074	-16.65375
3	60.35522	1.83e-14*	-17.45503	-15.38564	-16.62016
4	37.04396	1.93e-14	-17.42732	-14.66814	-16.31416
5	38.00579	1.95e-14	-17.45372	-14.00473	-16.06227
6	11.35590	2.96e-14	-17.09043	-12.95165	-15.42069
7	29.83324	3.26e-14	-17.07371	-12.24514	-15.12568
8	25.32333	3.85e-14	-17.02080	-11.50243	-14.79448
9	38.89858*	3.34e-14	-17.31697	-11.10880	-14.81236
10	32.35893	3.23e-14	-17.55676	-10.65880	-14.77386
11	31.79389	3.04e-14	-17.89047	-10.30271	-14.82929
12	34.82551	2.47e-14	-18.46443*	-10.18687	-15.12495

PANEL B. Elección del retardo óptimo para el VAR de 5 variables en España.

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	6.40e-14*	-16.19088	-15.50108*	15.91259*
2	20.12238	8.68e-14	-15.88985	-14.51026	-15.33327
3	54.23054*	7.45e-14	-16.05396	-13.98457	-15.21909
4	17.36135	1.03e-13	-15.74904	-12.98985	-14.63588
5	21.98935	1.33e-13	-15.53276	-12.08378	-14.14131
6	22.38020	1.69e-13	-15.35020	-11.21142	-13.68046
7	33.82531	1.73e-13	-15.40477	-10.57620	-13.45674
8	16.14387	2.44e-13	-15.17187	-9.653495	-12.94555
9	26.18928	2.79e-13	-15.19175	-8.983580	-12.68714
10	33.81748	2.61e-13	-15.46712	-8.569150	-12.68422
11	28.43437	2.70e-13	-15.70751	-8.119746	-12.64632
12	32.83462	2.34e-13	-16.21724*	-7.939680	-12.87776

TABLA 6. Análisis de estabilidad de los residuos del VAR de 4 variables. En este análisis se determinan las raíces del polinomio característico del VAR que viene definido por las variables paro, RERAUE, PRV y VR de los 2 índices, y especificado para 4 retardos. El modelo es estable si todas las raíces son menores que 1. En este caso el VAR satisface la condición de estabilidad.

PANEL A. Alemania.

Root	Modulus
0.998722	0.998722
0.953749 - 0.061544i	0.955733
0.953749 + 0.061544i	0.955733
0.710678	0.710678
0.175257	0.175257

PANEL B. España.

Root	Modulus
0.998745	0.998745
0.952867 - 0.065296i	0.955101
0.952867 + 0.065296i	0.955101
0.631766	0.631766
0.286181	0.286181

TABLA 7. Análisis de autocorrelación de los residuos del VAR de 5 variables. Se realiza un test Pormanteau para comprobar la autocorrelación de los residuos hasta el retardo 12. Se contrasta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación hasta dicho retardo. Se establece este período por estar trabajando con datos de frecuencia mensual.

PANEL A. Alemania.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	27.94328	NA*	28.21995	NA*	NA*
2	75.39311	0.0040	76.61877	0.0031	46
3	105.9564	0.0045	108.1082	0.0030	71
4	137.0177	0.0038	140.4374	0.0021	96
5	163.3180	0.0063	168.0934	0.0030	121
6	188.9377	0.0096	195.3143	0.0040	146
7	205.1895	0.0381	212.7636	0.0165	171
8	233.4314	0.0347	243.4090	0.0120	196
9	256.7551	0.0497	268.9899	0.0151	221
10	288.2261	0.0333	303.8816	0.0070	246
11	313.7135	0.0380	332.4499	0.0064	271
12	360.5091	0.0061	385.4850	0.0004	296

PANEL B. España.

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	18.44337	NA*	18.62598	NA*	NA*
2	60.17529	0.0783	61.19253	0.0662	46
3	80.82263	0.1992	82.46556	0.1660	71
4	98.70083	0.4047	101.0735	0.3417	96
5	119.4193	0.5236	122.8599	0.4357	121
6	140.1188	0.6216	144.8531	0.5113	146
7	155.9614	0.7887	161.8630	0.6797	171
8	178.3280	0.8124	186.1333	0.6819	196
9	190.3716	0.9329	199.3424	0.8494	221
10	232.2507	0.7263	245.7735	0.4921	246
11	252.6622	0.7815	268.6523	0.5289	271
12	299.1608	0.4377	321.3507	0.1490	296

TABLA 8. Cuadro comparativo de los datos analizados. En todos los VAR estimados se han tomado 4 retardos.

IMPULSO→ →RESPUESTA	Período significativo			Intensidad máxima del shock (período en el que se produce)		
	STOXX	DAX	IBEX	STOXX	DAX	IBEX
RERA → PRV	2-33	2-36	2-27	0,0315 (2)	0,0279 (2)	0,0348 (4)
PRV → RERA	10-26*	10-25*	5-14*	0,0510 (14)	0,0463 (14)	0,0394 (5)
RERA→ VR	1-30	1-32	1-19	0,0014 (2)	0,0014 (2)	0,0012 (1)
VR→RERA	1-2	1-1	2-4	0,0504 (1)	0,0523 (1)	0,0713 (3)
RERA →PARO	20-60	24-60	22-60	0,0137 (40)	0,0131 (42)	0,0147 (41)
PARO → RERA	5-32	5-32	2-32	-0,1779 (13)	-0,1786 (13)	-0,1624 (15)
PARO → PRV	2-11	1-13	2-8	0,0296 (6)	0,0326 (4)	0,0286 (3)
PRV → PARO	NS	43-60*	NS	NS	0,0046	NS
PARO → VR	2-10	2-11	1-17	0,0013 (2)	0,0012 (3)	0,0003 (2)
VR → PARO	NS	2-9*	NS	NS	0,0016	NS
PRV → VR	1-3	1-4	1-3	0,0024 (1)	0,0027 (1)	0,0023 (1)
VR → PRV	NS	NS	10-35*	NS	NS	0,0073

Todos los intervalos son significativos al 90%, salvo los marcados con asterisco que son al 68%.

TABLA 9. Cuadro resumen de los resultados del VAR de 5 variables.
Se realiza para una FIR calculada tanto en el caso alemán como español con 1 retardo y con un intervalo de confianza del 90%.

IMPULSO→ →RESPUESTA	Período significativo			Intensidad máxima del shock (periodo en el que se produce)		
	STOXX	DAX	IBEX	STOXX	DAX	IBEX
RERA → PRV	2-16	3-16	2-12	0,0266 (6)	0,0262 (7)	0,0290 (5)
RERA→ VR	4-14	3-14	NS	0,0006 (6)	0,0007 (5)	NS
RERA→RERA USA	NS	NS	NS	NS	NS	NS
RERA →PARO	1-60	1-60	1-60	0,0158 (37)	0,0161 (35)	0,0159 (33)
PARO → PRV	9-47	NS	7-46	-0,0007 (28)	NS	-0,0031 (24)
PARO → VR	11-60	1-8	NS	-0,0001 (29)	0,0006 (1)	NS
PRV → VR	11-60	10-60	NS	-0,0001 (29)	-0,0001 (27)	NS
RERA USA→PARO	1-23	1-20	1-20	-0,0131 (23)	-0,0129 (19)	-0,0126 (20)
RERA USA→RERA	1-20	1-19	1-19	0,1749 (7)	0,1750 (8)	0,1676 (8)
RERA USA→PRV	NS	NS	7-22	NS	NS	0,0194 (16)

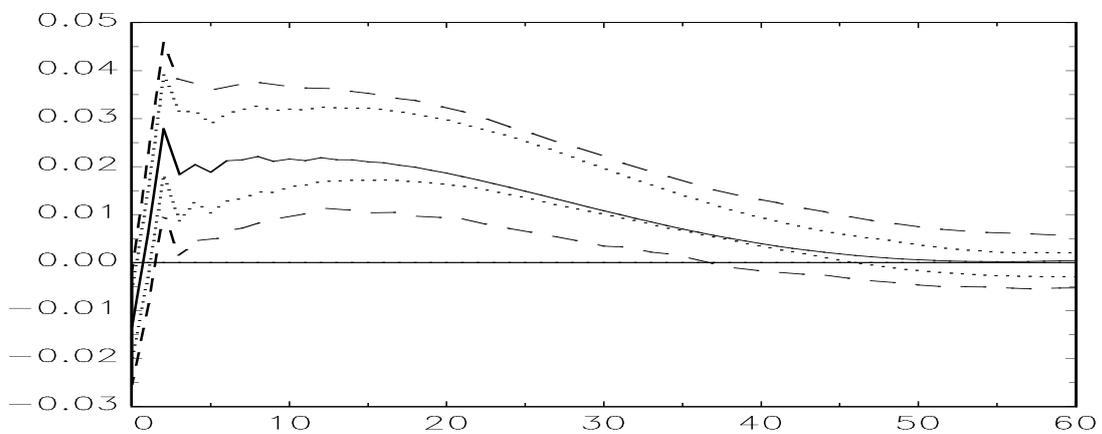
Eliminamos del análisis todos aquellos resultados que no son significativos (NS) al 90% para ninguno de los índices.

ANEXO B. Figuras

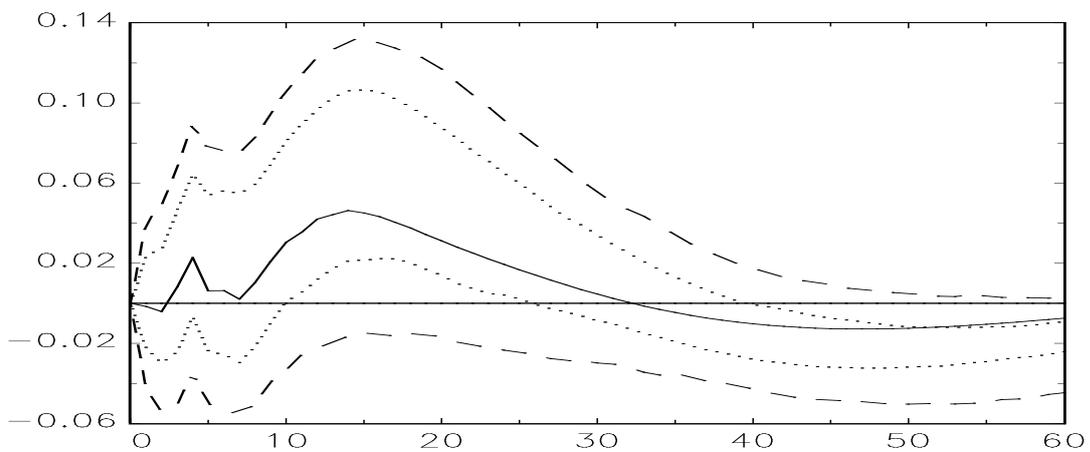
FIGURA 1. FIR para un shock de RERA UE y respuesta de las variables de Alemania. Variables utilizadas Paro, RERA UE, PRV(DAX) Y VR(DAX).

PANEL A. Relación entre política monetaria y riesgo.

RERA → PRV

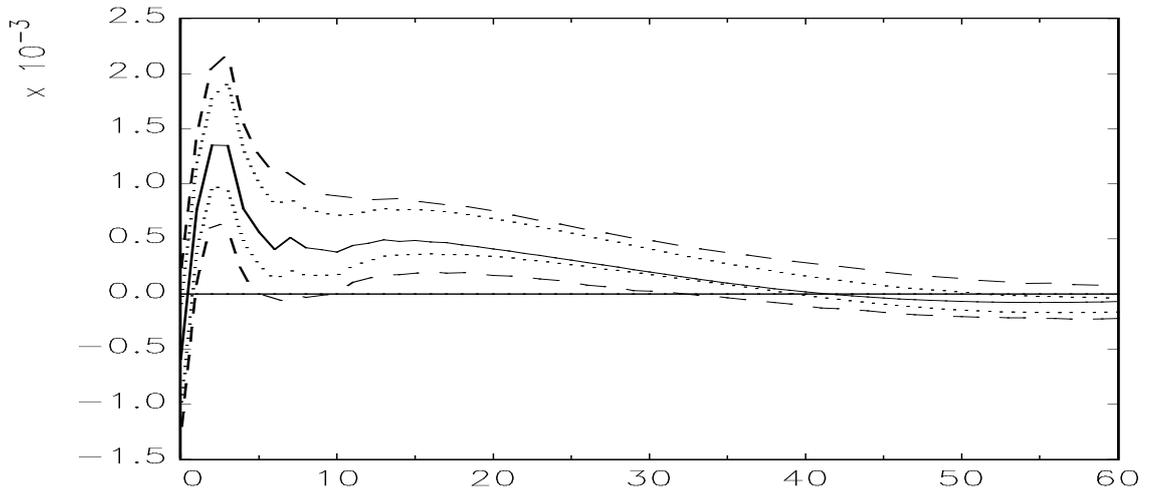


PRV → RERA

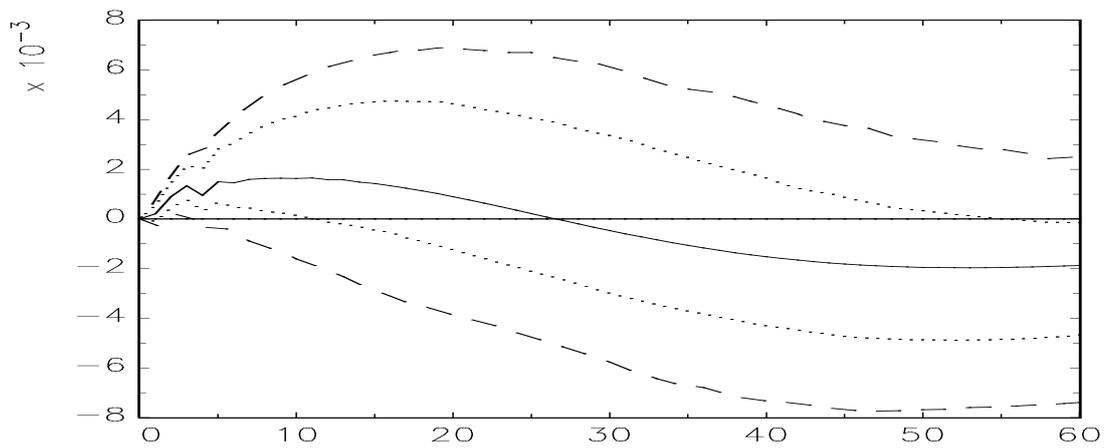


PANEL B. Relación entre política monetaria e incertidumbre.

RERA → UC

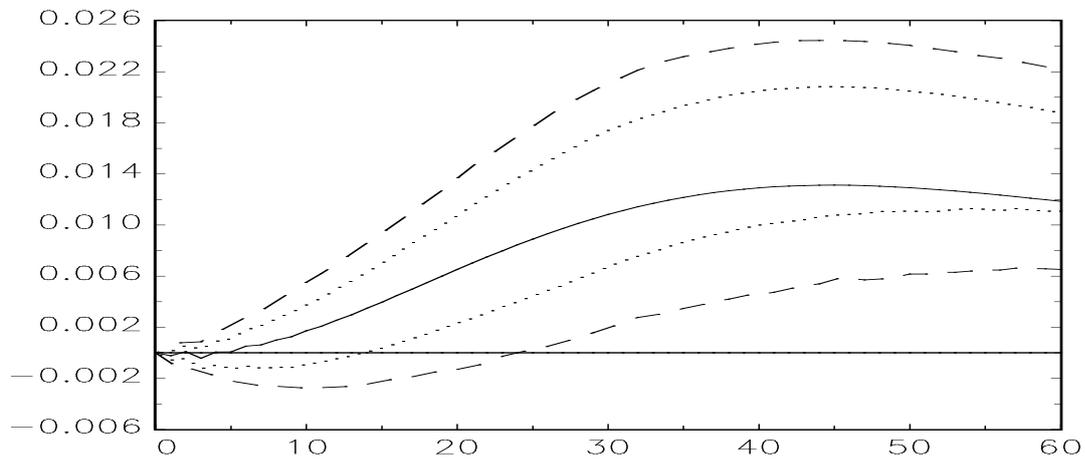


UC → RERA

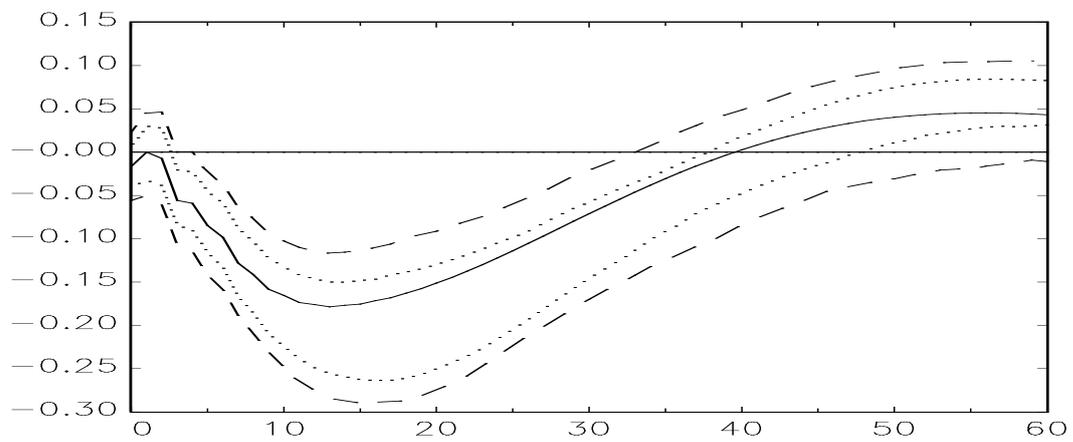


PANEL C. Relación entre política monetaria y la variable de ciclo.

RERA → PARO

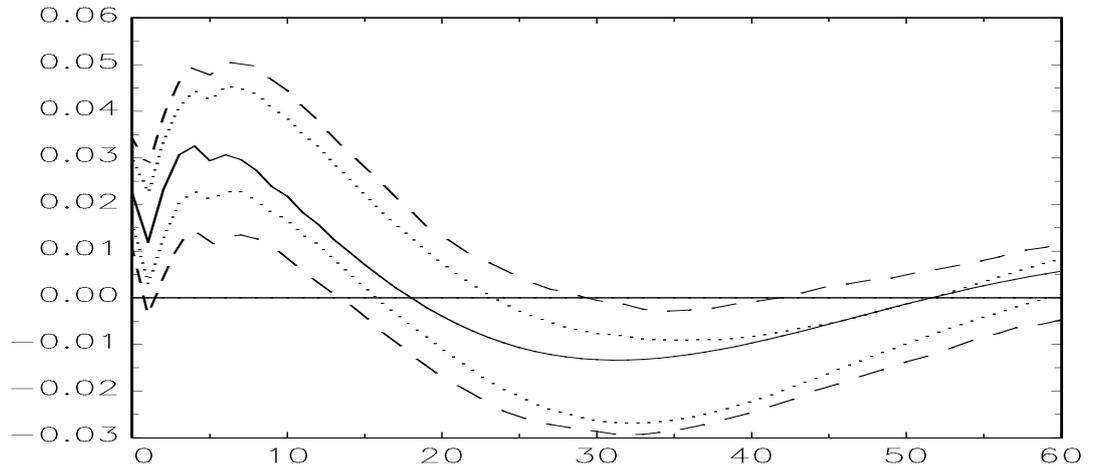


PARO → RERA

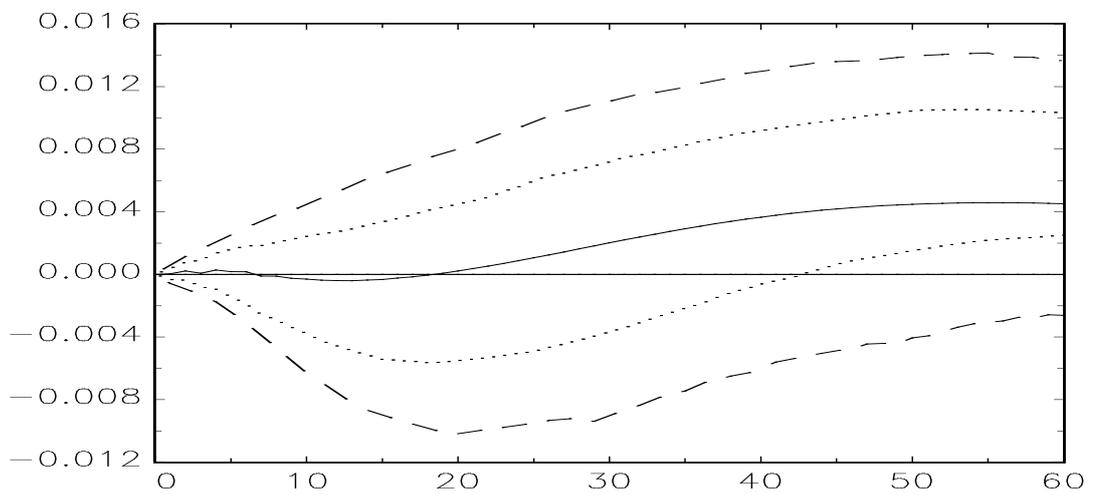


PANEL D. Relación entre desempleo y riesgo.

PARO → PRV

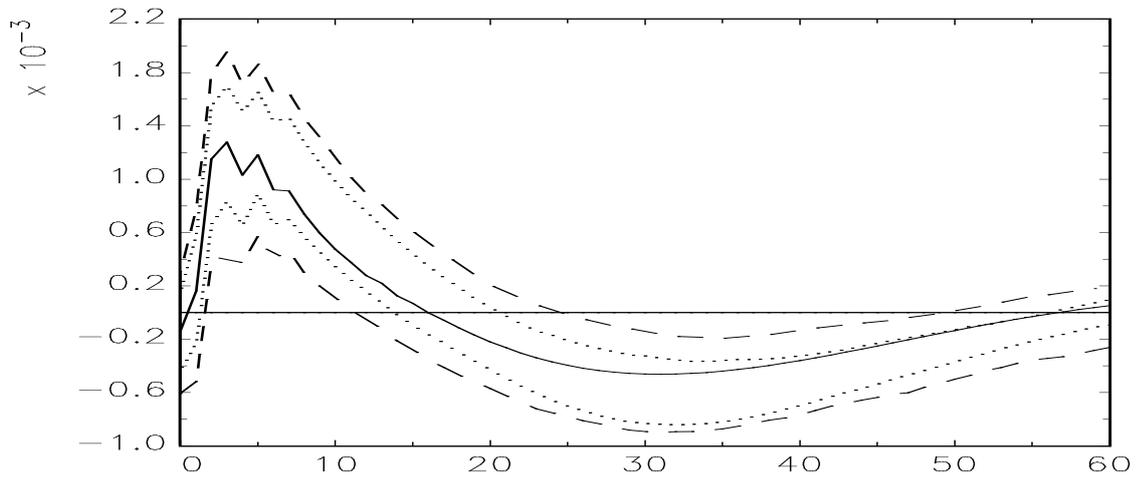


PRV → PARO

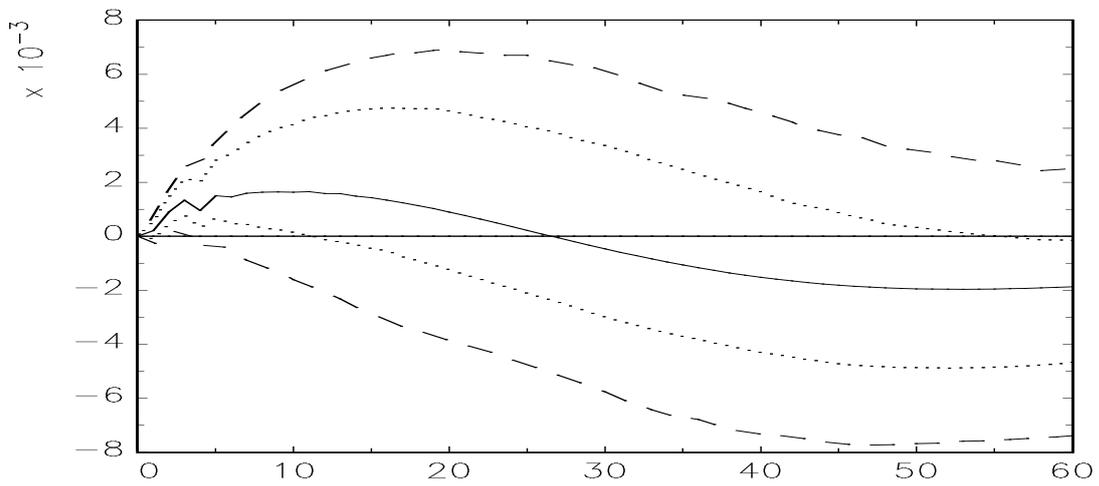


PANEL E. Relación entre desempleo e incertidumbre.

PARO → UC

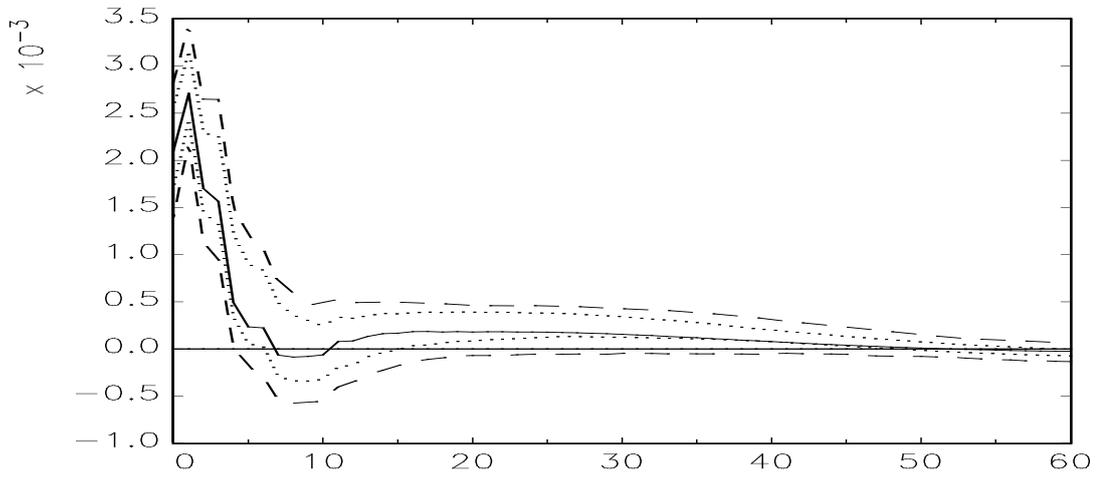


UC → PARO



PANEL F. Relación entre riesgo e incertidumbre.

PRV → UC



UC → PRV

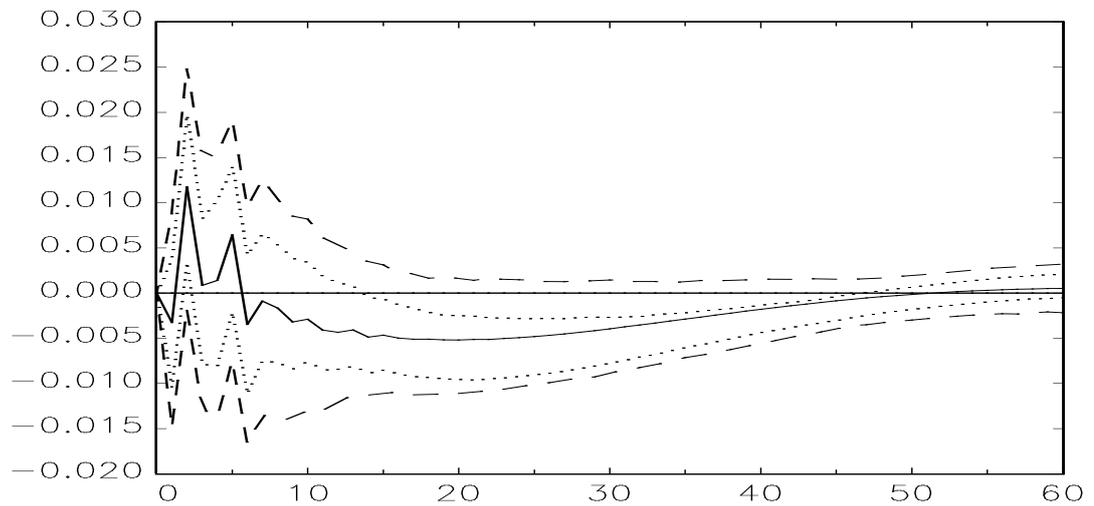
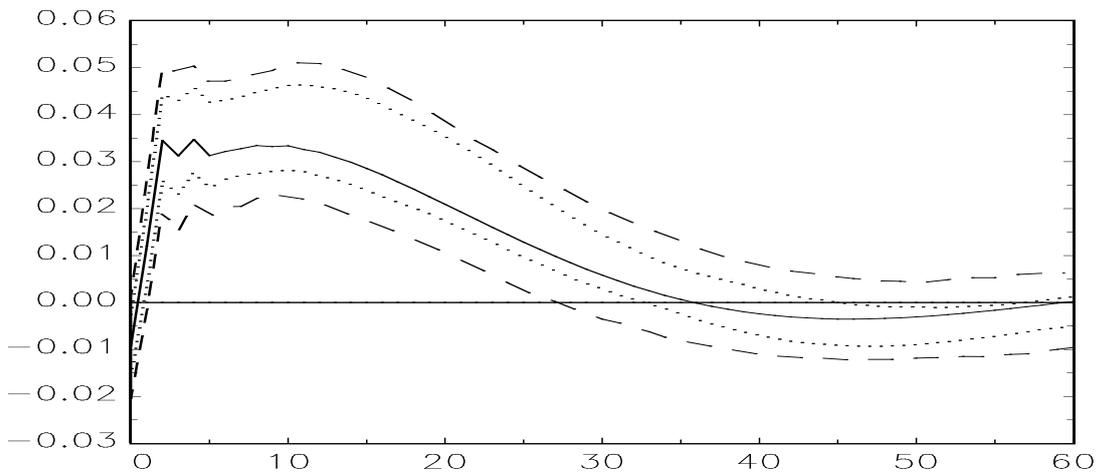


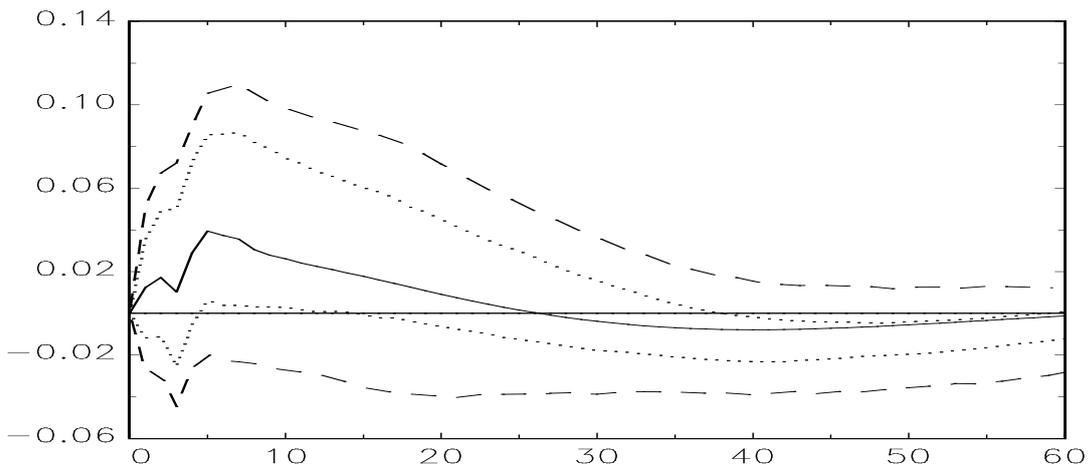
FIGURA 2. FIR para un shock de RERA UE y respuesta de las variables de España. Variables utilizadas Paro, RERA UE, PRV(IBEX35) Y VR(IBEX35)

PANEL A. Relación entre política monetaria y riesgo.

RERA → PRV

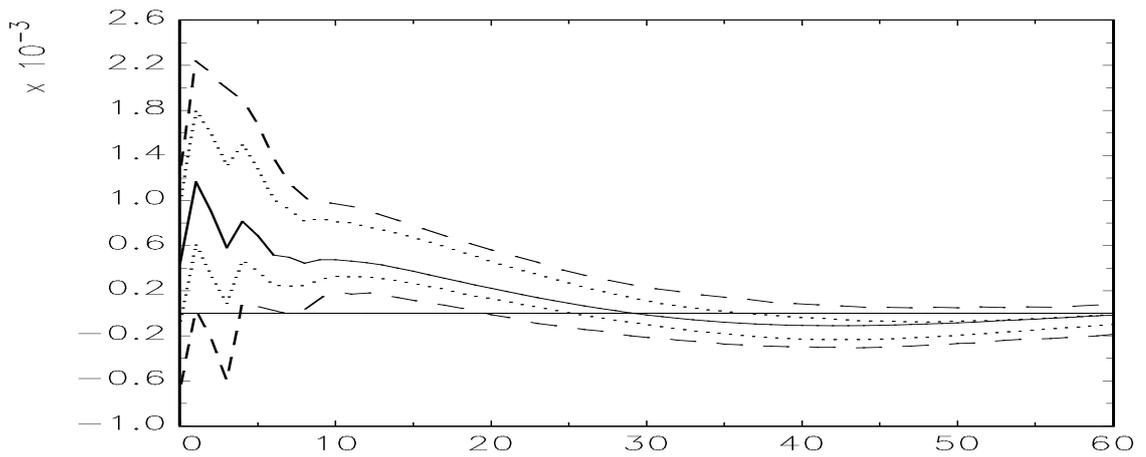


PRV → RERA

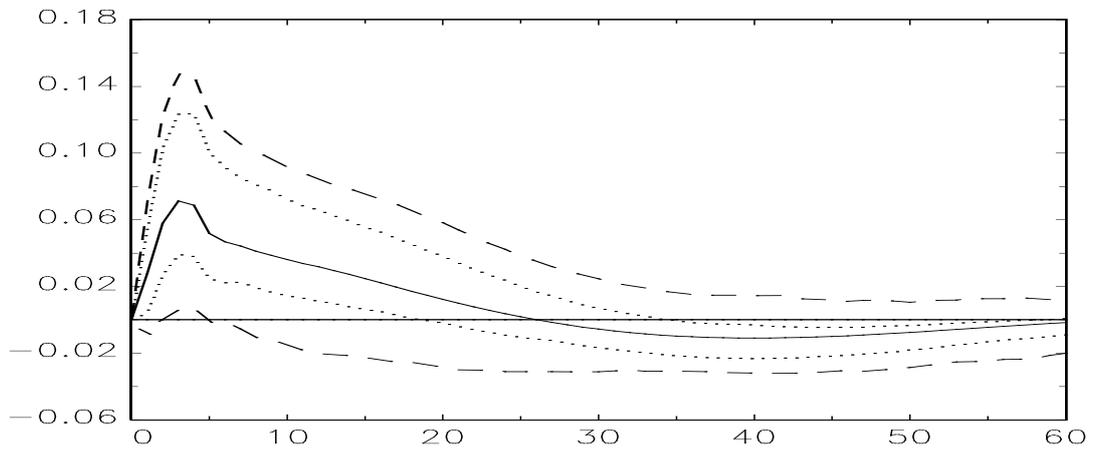


PANEL B. Relación entre la política monetaria y la incertidumbre.

RERA → UC

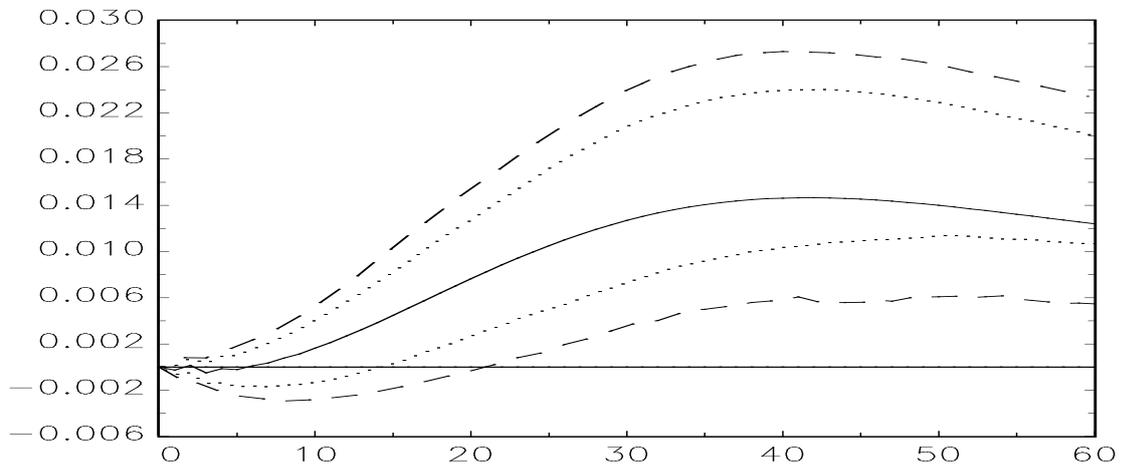


UC → RERA

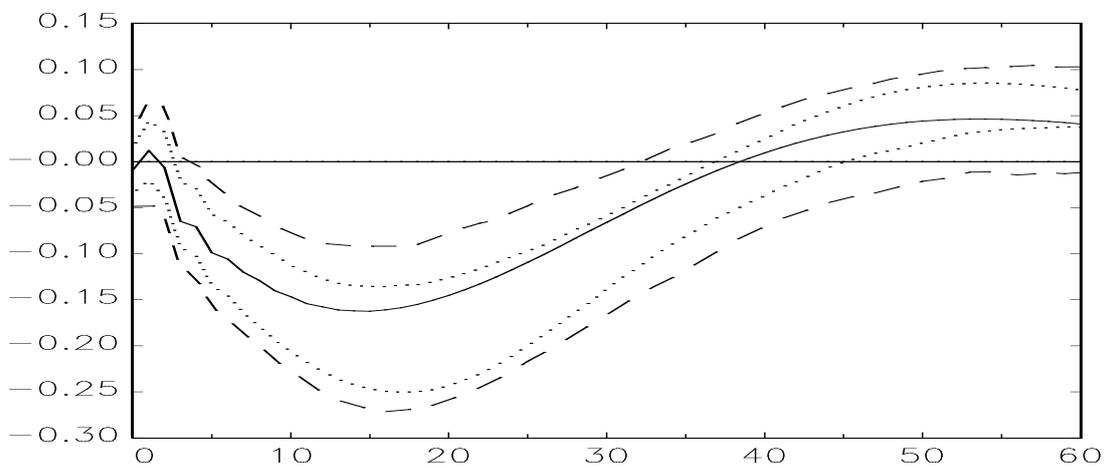


PANEL C. Relación entre la política monetaria y el desempleo.

RERA → PARO

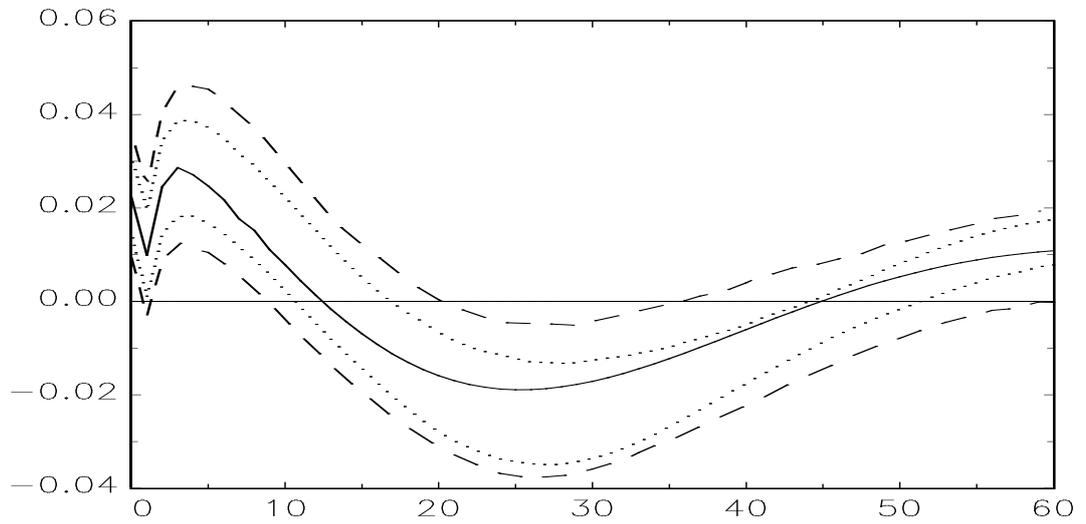


PARO → RERA

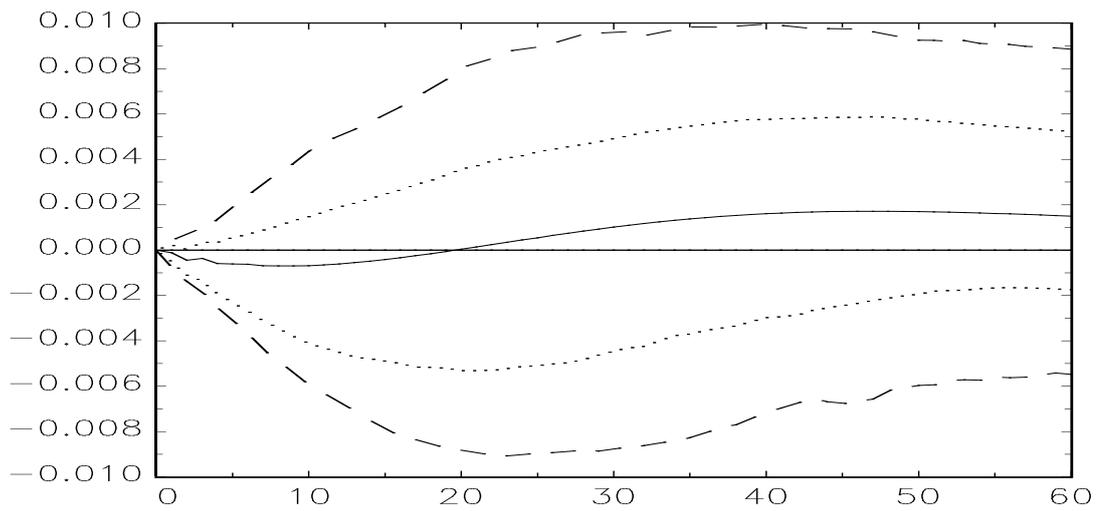


PANEL D. Relación entre la variable de ciclo y el riesgo.

PARO → PRV

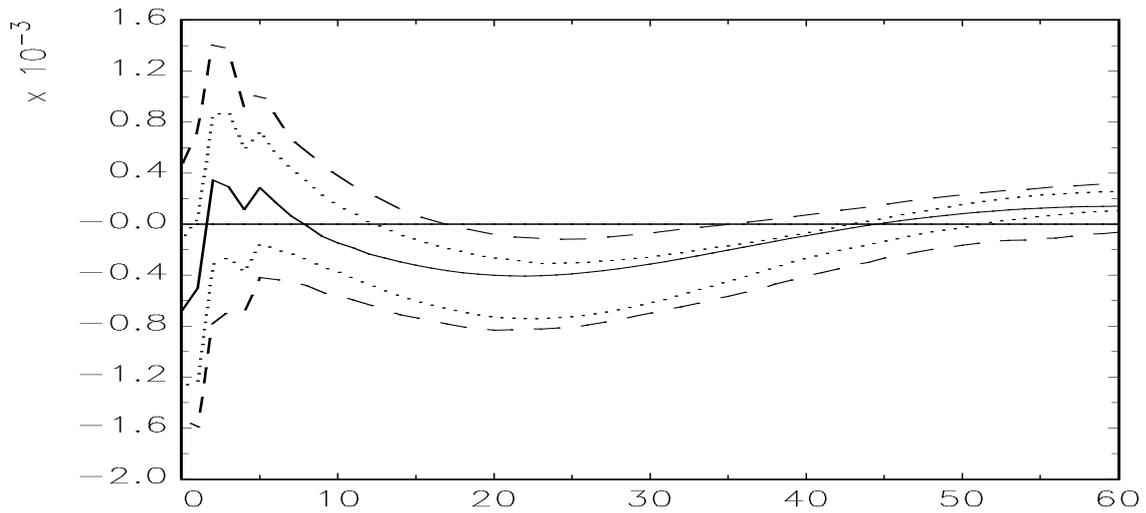


PRV → PARO

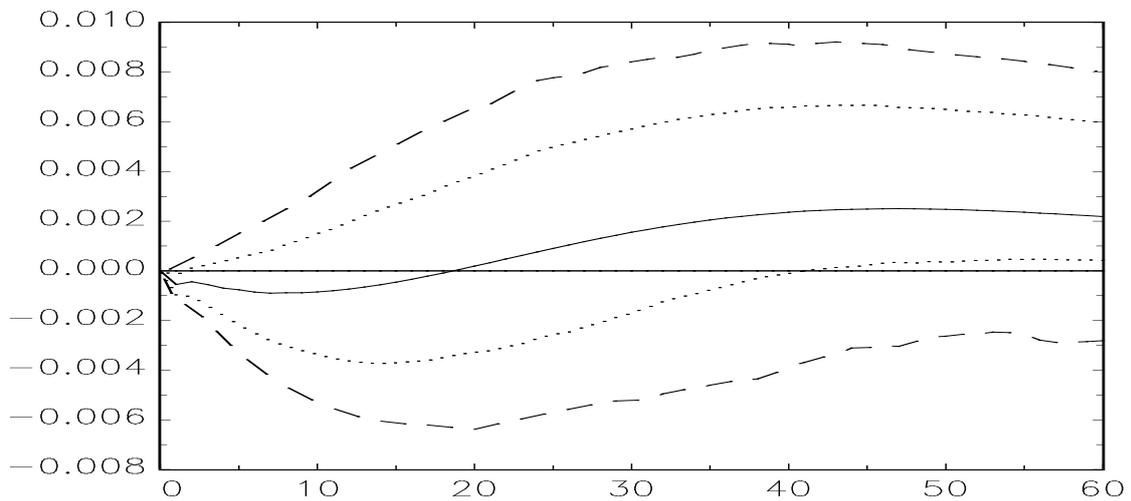


PANEL E. Relación entre desempleo e incertidumbre.

PARO → UC

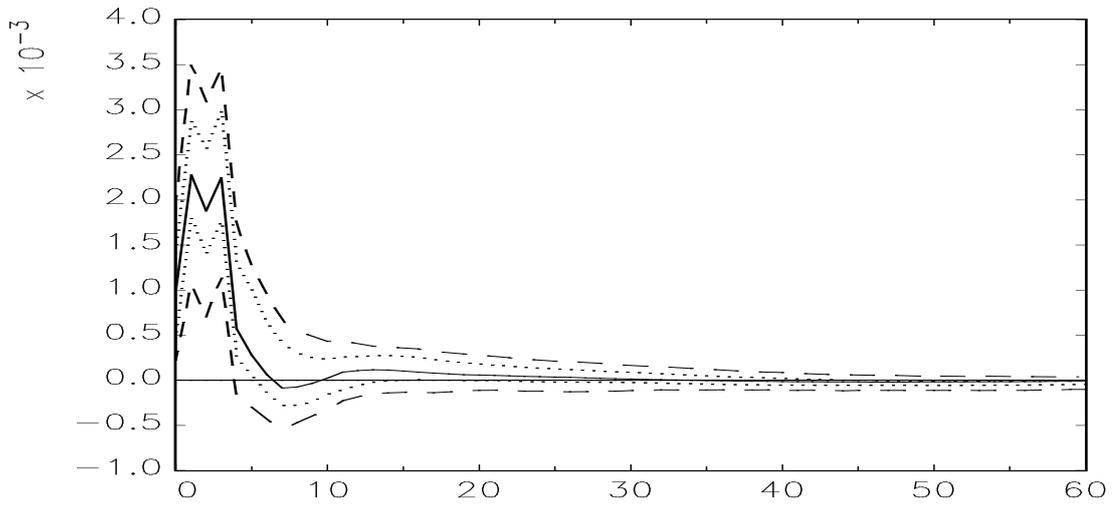


UC → PARO



PANEL F. Relación entre riesgo e incertidumbre.

PRV → UC



UC → PRV

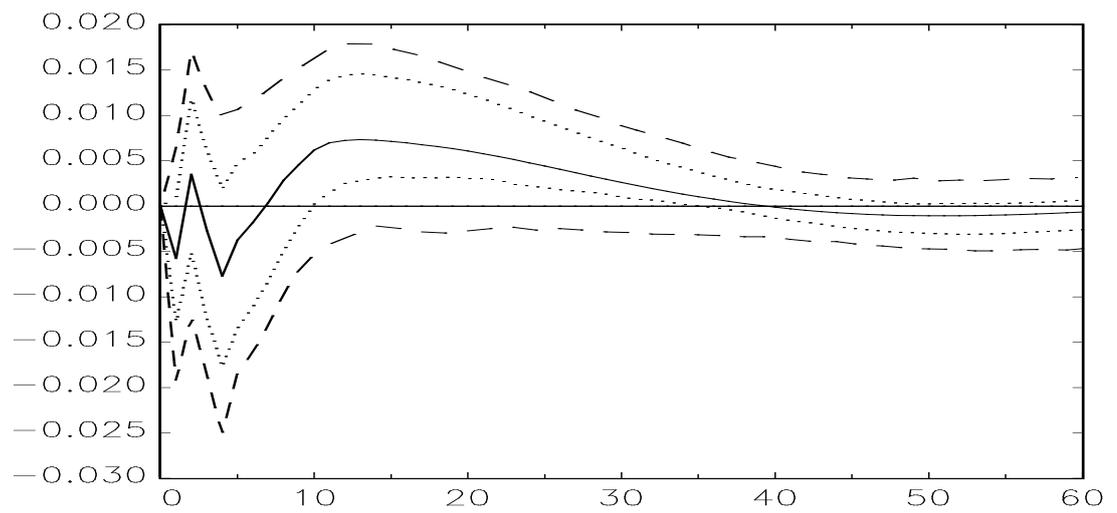
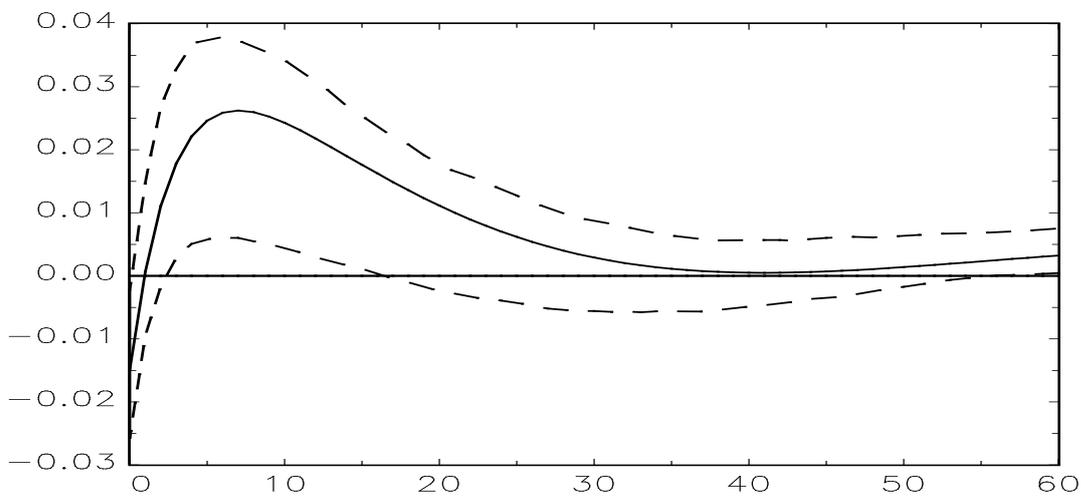


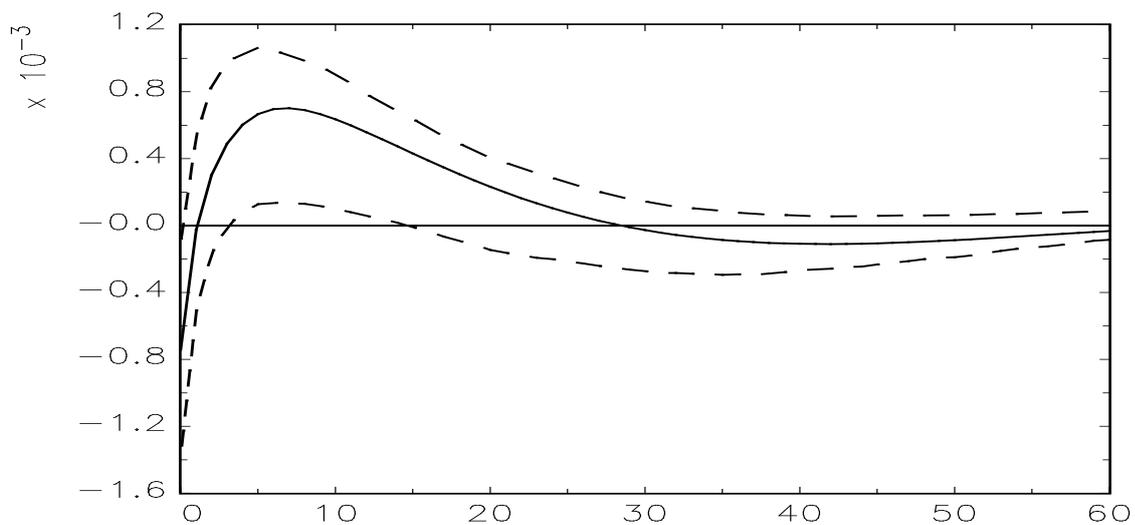
FIGURA 3. SVAR 5 Variables. Desempleo de la zona del euro, RERA USA, RERA UE, PRV, VR.

PANEL A. Relación de la política monetaria del BCE con el riesgo y la incertidumbre del mercado financiero alemán con la presencia de la política monetaria de EE.UU.

RERA UE \rightarrow PRV

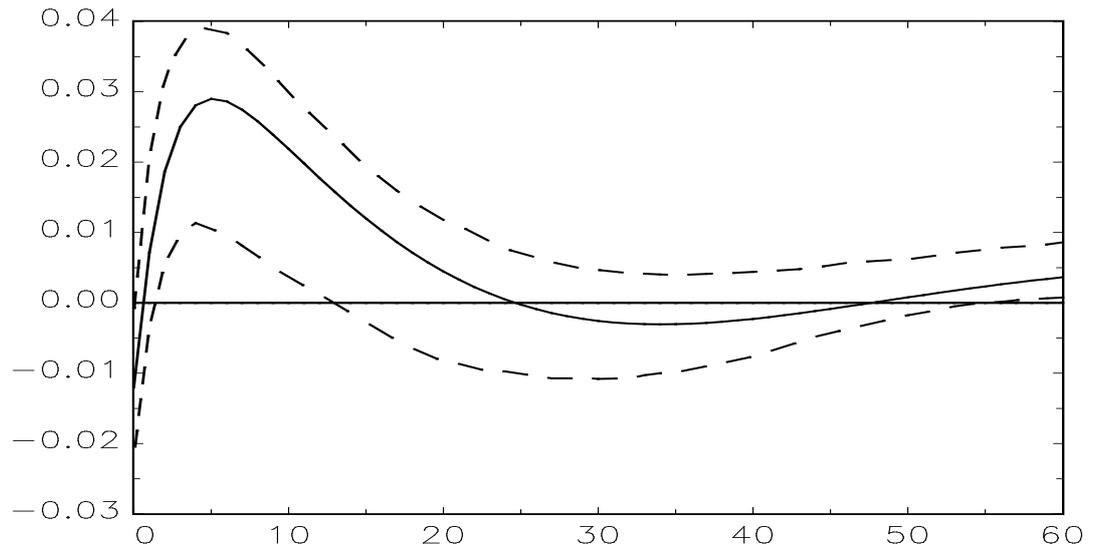


RERA \rightarrow VR

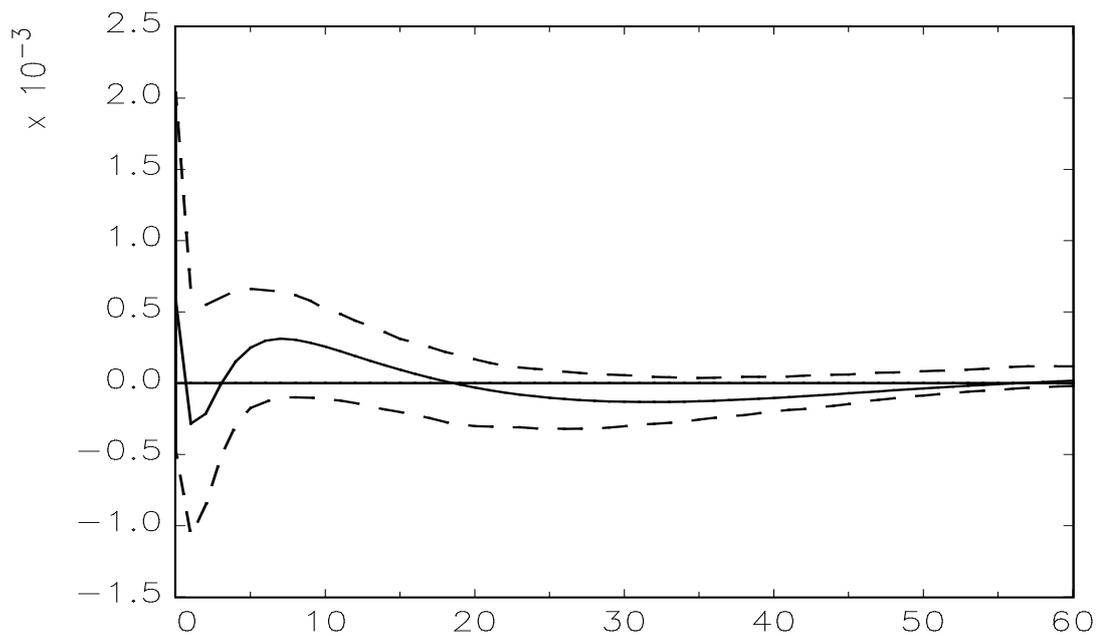


PANEL B. Relación de la política monetaria del BCE con el riesgo y la incertidumbre del mercado financiero español con la presencia de la política monetaria de EE.UU.

RERA \rightarrow PRV



RERA \rightarrow VR



Referencias Bibliográficas

- ADRIAN, T., & SHIN, H. S. (2008). Liquidity, monetary policy, and financial cycles. *Current issues in economics and finance*, 14(1).
- AÏT-SAHALIA, Y., ANDRITZKY, J., JOBST, A., NOWAK, S., & TAMIRISA, N. (2012). Market response to policy initiatives during the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 87(1), 162-177.
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L., & MARQUES-IBAÑEZ, D. (2009a). An Empirical Assessment of the Risk – taking Channel. *BIS/ECB conference: Monetary Policy and Financial Stability*, september.
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L., & MARQUES-IBANEZ, D. (2009b). Securitisation and the bank lending channel. *European Economic Review*, 53(8), 996-1009.
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L., & MARQUES-IBAÑEZ, D. (2010). Bank risk and monetary policy. *Journal of Financial Stability*, 6(3), 121-129.
- AMISANO, G., & GIANNINI, C. (1997). Topics in structural VAR econometrics. *Berlin/Heidelberg*.
- ANDERSSON, M. (2010). Using Intraday Data to Gauge Financial Market Responses to Federal Reserve and ECB Monetary Policy Decisions. *International Journal of Central Banking*.
- ANDO, A., & MODIGLIANI, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 55-84.

- ANGELONI, I., & DEDOLA, L. (1999). From the ERM to the euro: new evidence on economic and policy convergence among EU countries (No. 4). *Frankfurt: European Central Bank*.
- ANGELONI, I., & EHRMANN, M. (2003a). Monetary transmission in the euro area: early evidence. *Economic Policy*, 18(37), 469-501.
- ANGELONI, I., & EHRMANN, M. (2007). Euro area inflation differentials. *The BE Journal of Macroeconomics*, 7(1).
- ANGELONI, I., KASHYAP, A. K., & MOJON, B. (2003b). Monetary policy transmission in the euro area: a study by the eurosystem monetary transmission network. *Cambridge University Press*.
- ARCANGELIS, G. D., & GIORGIO, G. D. (2001). Measuring monetary policy shocks in a small open economy. *Economic Notes*, 30(1), 81-107.
- ARROYO, M. J. & UXÓ, J. (2008). Política fiscal en la UEM: ¿basta con los estabilizadores automáticos?. *Documentos de Trabajo FUNCAS*, 405.
- BALL, L. (1995). Time-consistent policy and persistent changes in inflation. *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 329-350
- BCE, 2000, La transmisión de la política monetaria en la zona del euro. *Boletín mensual julio*.
- BCE, 2010, Monetary Policy Transmisión in the Euro Area, a Decade After the Introduction of the Euro, *Boletín Mensual mayo*.
- BCE, 2011, The Monetary Policy of the ECB. *Tercera Edición, mayo*.
- BCE, 2011b, Orientación del Banco Central Europeo de 20 de septiembre de 2011 sobre los instrumentos y procedimientos de la política monetaria del Eurosistema, *DOUE*, 14 de diciembre de 2011.

- BEKAERT, G., HOEROVA, M., & LO DUCA, M. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 771-788.
- BERBEN, R. P., MESTRE, R., MITRAKOS, T., MORGAN, J., & ZONZILOS, N. (2005a). Inflation persistence in structural macroeconomic models (RG10) (No. 0521). *European Central Bank*.
- BERBEN, R. P., LOCARNO, A., MORGAN, J., & VALLÉS, J. (2005b). Cross-country differences in monetary policy transmission (No. 0502). *Banco de España*.
- BERNANKE, B. S., & BLINDER, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American economic review*, 82(4), 901-921.
- BERNANKE, B. S., BOIVIN, J., & ELIASZ, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- BERNANKE, B. S., & GERTLER, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- BERNANKE, B. S., & KUTTNER, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?. *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257.
- BERNANKE, B. S., & MIHOV, I. (1998). The liquidity effect and long-run neutrality. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 149-194.
- BERNANKE, B. S., & MIHOV, I. (1998). Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.
- BLANCHARD, O. J., & QUAH, D. (1993). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: Reply. *The American Economic Review*, 653-658.

- BLOOM, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685.
- BLOOM, N., FLOETOTTO, M., JAIMOVICH, N., SAPORTA-EKSTEN, I., & TERRY, S. J. (2012). Really uncertain business cycles (No. w18245). *National Bureau of Economic Research*.
- BOHL, M. T., SIKLOS, P. L., & SONDERMANN, D. (2008). European Stock Markets and the ECB's Monetary Policy Surprises. *International Finance*, 11(2), 117-130.
- BOIVIN, J., KILEY, M. T., & MISHKIN, F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? (No. w15879). *National Bureau of Economic Research*.
- BOLLERSLEV, T., TAUCHEN, G., & ZHOU, H. (2009). Expected stock returns and variance risk premia. *Review of Financial Studies*, 22(11), 4463-4492.
- BOMFIM, A. N. (2003). Pre-announcement effects, news effects, and volatility: Monetary policy and the stock market. *Journal of Banking & Finance*, 27(1), 133-151.
- BORIO, C., & ZHU, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?. *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236-251.
- BRAND, C., BUNCIC, D., & TURUNEN, J. (2010). The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve. *Journal of the European Economic Association*, 8(6), 1266-1298.
- BREDIN, D., HYDE, S., NITZSCHE, D., & O'REILLY, G. (2009). European monetary policy surprises: the aggregate and sectoral stock market response. *International Journal of Finance & Economics*, 14(2), 156-171.
- CAPORALE, G. M., & SOLIMAN, A. M. (2009). The asymmetric effects of a common monetary policy in Europe. *Journal of Economic Integration*, 24(3), 455-475.

- CECCHETTI, S. G. (1995). Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 77(May/June 1995).
- CETORELLI, N., & GOLDBERG, L. S. (2012). Banking globalization and monetary transmission. *Journal of Finance*, 67(5), 1811-1843.
- CHARI, V. V., KEHOE, P. J., & MCGRATTAN, E. R. (2008). Are structural VARs with long-run restrictions useful in developing business cycle theory?. *Journal of Monetary Economics*, 55(8), 1337-1352.
- CHEN, S. S. (2007). Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns?. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 667-688.
- CHRISTIANO L.J., & EICHEMBAUM, J. (1992). Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism, *The American Economic Review*, Vol. 82(2).
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M., & EVANS, C. (1994). The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds (No. w4699). *National Bureau of Economic Research*.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M., & EVANS, C. L. (1997). Sticky price and limited participation models of money: A comparison. *European Economic Review*, 41(6), 1201-1249.
- CHRISTIANO, L.J., EICHENBAUM, M., & EVANS, C. L. (1999). Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?. : Woodford, M., Taylor, J. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1.A., 65-148. North Holland.
- CHRISTIANO, L.J., EICHENBAUM, M., & C. EVANS. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M., & VIGFUSSON, R. (2006). Alternative Procedures For Estimating Vector Autoregressions Identified With LongRun Restrictions. *Journal of the European Economic Association*, 4(23), 475-483.

- CHULIÁ, H., MARTENS, M., & DIJK, D. V. (2010). Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations. *Journal of Banking & Finance*, 34(4), 834-839.
- CLARIDA, R., GALI, J., & GERTLER, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective (No. w7147). *National bureau of economic research*.
- CLEMENTS, B. J., KONTOLEMĒS, Z. G., & LEVY, J. V. F. (2001). Monetary Policy Under EMU: Differences in the Transition Mechanism? (Vol. 1). *International Monetary Fund*.
- CLOYNE, J. (2013). Discretionary tax changes and the macroeconomy: new narrative evidence from the United Kingdom. *The American Economic Review*, 103(4), 1507-1528.
- COSIMANO, T. F., & SHEEHAN, R. G. (1994). The federal reserve operating procedure, 1984–1990: An empirical analysis. *Journal of Macroeconomics*, 16(4), 573-588.
- CRESPO-CUARESMA, J., & FERNÁNDEZ-AMADOR, O. (2013). Business cycle convergence in EMU: A second look at the second moment. *Journal of International Money and Finance*.
- CROWDER, W. J. (2006). The interaction of monetary policy and stock returns. *Journal of Financial Research*, 29(4), 523-535.
- D'AMICO, S., & FARKA, M. (2011). The Fed and the Stock Market: An Identification Based on Intraday Futures Data. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 29, No. 1.
- DAVIG, T. & GERLACH J.R. (2006), State-Dependent Stock Market Reactions to Monetary Policy, *International Journal of Central Banking*, 2(4), 65-83.
- DORNBUSCH, R., FAVERO, C. A., & GIAVAZZI, F. (1998). *The immediate challenges for the European Central Bank* (No. w6369). *National Bureau of Economic Research*.

- DRECHSLER, I., & YARON, A. (2011). What's vol got to do with it? *Review of Financial Studies*, 24(1), 1-45.
- EHRMANN, M., & FRATZSCHER, M. (2004). Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 719-737.
- EHRMANN, M., GAMBACORTA, L., MARTINEZ-PAGÉS, J., SEVESTRE, P., & WORMS, A. (2003). The effects of monetary policy in the euro area. *Oxford Review of Economic Policy*, 19(1), 58-72.
- EICHENBAUM, M., CHARI, V. V., & CHRISTIANO, L. J. (1996). Expectation Traps and Discretion. *National Bureau of Economic Research*.
- ESTEVE, V., & PRATS, M. A. (2007). El mecanismo de transmisión de la política monetaria en la economía española y en el conjunto de la UEM. *Política Económica*, (837), 31.
- FAHR, S., MOTTO, R., ROSTAGNO, M., SMETS, F., & TRISTANI, O. (2013). A monetary policy strategy in good and bad times: Lessons from the recent past. *Economic Policy*, 28(74), 243-288.
- FIORDELISI, F., GALLOPPO, G., & RICCI, O. (2014). The effect of monetary policy interventions on interbank markets, equity indices and G-SIFIs during financial crisis. *Journal of Financial Stability*, 11, 49-61.
- FISHER, N. I., & HALL, P. (1991). Bootstrap algorithms for small samples. *Journal of statistical planning and inference*, 27(2), 157-169.
- FRIEDMAN, M., & SCHWARTZ, A. J. (1963). A monetary history of the United States, 1867-1960. *Princeton University Press*. Princeton, NJ.
- GAIOTTI, E., & GENERALE, A. (2002). Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of italian firms. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 61(1), 29-59.

- GAMBACORTA, L. (2009). Monetary policy and the risk-taking channel. *BIS quarterly review*.
- GAMBACORTA, L., & MARQUES-IBANEZ, D. (2011). The bank lending channel: lessons from the crisis. *Economic Policy*, 26(66), 135-182.
- GERLACH, S., & SMETS, F. (1995). The monetary transmission mechanism: evidence from the G-7 countries (No. 26). *Centre for Economic Policy Research*.
- GONZALEZ, M. T., & NOVALES, A. (2007). Why a volatility index can be useful in the Spanish financial market. *XV Foro de Finanzas*.
- GRAEVE, F. D., KICK, T., & KOETTER, M. (2008). Monetary policy and financial (in) stability: an integrated micro–macro approach. *Journal of Financial Stability*, 4(3), 205-231.
- GUISSO, L., KASHYAP, A. K., PANETTA, F., & TERLIZZESE, D. (2000). Will a common European monetary policy have asymmetric effects?. *Banca d'Italia*.
- HARDOUVELIS, G. A., MALLIAROPULOS, D. & PRIESTLEY, R. (2006). EMU and European Stock Market Integration. *The Journal of Business*, 79 (1), 365-392.
- HICKS, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "classics"; a suggested interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 147-159.
- HUCHET, M. (2003). Does single monetary policy have asymmetric real effects in EMU?. *Journal of Policy Modeling*, 25(2), 151-178.
- IOANNIDOU, V., ONGENA, S., & PEYDRÓ, J.L. (2009). Monetary Policy, Risk-Taking and Pricing: Evidence from a Quasi Natural Experiment. *European Banking Center Discussion*, 2009-04S.
- JAROCIŃSKI, M. (2010). Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe: a comparison. *Journal of Applied Econometrics*, 25(5), 833-868.

- JIMÉNEZ, G., ONGENA, S., PEYDRÓ, J.L., & SAURINA, J. (2009). Hazardous Times for Monetary Policy: What do Twenty – Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk?. *Working Paper Banco de España* n^o 0833.
- KIM, S. (1999). Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. *Journal of international economics*, 48(2), 387-412.
- KING, R. G., & WATSON, M. W. (1997). Testing long-run neutrality. *Economic Quarterly-Federal Reserve Bank of Richmond*, 83, 69-95.
- KUTTNER, K. N., & MOSSER, P. C. (2002). The monetary transmission mechanism: some answers and further questions. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 8(1), 15-26.
- LAEVEN, L., & TONG, H. (2012). US monetary shocks and global stock prices. *Journal of Financial Intermediation*, 21(3), 530-547.
- LAOPODIS, N. T. (2010). Dynamic linkages between monetary policy and the stock market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 35(3), 271-293.
- LEEPER, E. M., SIMS, C. A., ZHA, T., HALL, R. E., & BERNANKE, B. S. (1996). What does monetary policy do?. *Brookings papers on economic activity*, 1-78.
- LEVY, J. V. F., & HALIKIAS, I. (1997). Aspects of the monetary transmission mechanism under exchange rate targeting: The case of France. *International Monetary Fund*.
- LÜTKEPOHL, H. (1991). Introduction to Multiple Time Series Analysis, *New York, N.Y. Springer and Verlag*.
- MADDALONI, A., & PEYDRÓ, J.L. (2011). Bank Risk-Taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from Lending Standards. *Review of Financial Studies*, 24(6), 2121-2165.

- МИHOV, I. (2001). Monetary policy implementation and transmission in the European Monetary Union. *Economic Policy*, 16(33), 369-406.
- MISHKIN, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy (No. w5464). *National Bureau of Economic Research*.
- MISHKIN, F. S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy (No. w8617). *National bureau of economic research*.
- MISHKIN, F. S. (2011). Monetary policy strategy: lessons from the crisis (No. w16755). *National Bureau of Economic Research*.
- MOJON, B., & PEERSMAN, G. (2003). A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area. Monetary policy transmission in the Euro area, *Cambridge University Press, Cambridge*, 56-74.
- MODIGLIANI, F. (1971). Monetary policy and consumption. *Consumer spending and monetary policy: the linkages*, 9-84.
- NAPOLITANO, O. (2009). Is the impact of the ECB Monetary Policy on EMU stock market returns asymmetric?. *Studi Economici*.
- NAVE, J. M., & RUIZ, J. (2013). Risk Aversion and Monetary Policy in a Global Context. *Available at SSRN 2285417*.
- NOVALES, A. (2011). Modelos vectoriales autorregresivos (VAR). *Universidad Complutense. Madrid. España*.
- PAPADAMOU, S., & SIRIOPOULOS, C. (2008). Does the ECB Care about Shifts in Investors' Risk Appetite?. *MPRA Paper n^o 25973*, posted 19.
- PATELIS, A. D. (1997). Stock return predictability and the role of monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(5), 1951-1972.

- PEREZ-QUIROS, G., & SICILIA, J. (2002). Is the European Central Bank (and the United States Federal Reserve) predictable? (No. 0229). *Banco de España*.
- RAJAN, R. (2006). Has Finance Made the World Riskier?. *European Financial Management*, 12(4), 499-533.
- RAMASWAMY, R., & SLOEK, T. (1998). The real effects of monetary policy in the European Union: What are the differences?. *IMF staff papers*, 45(2), 374-396.
- RAMEY, V. A., & SHAPIRO, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Vol. 48, pp. 145-194). *North-Holland*.
- RAMEY, V. A. (2011). Identifying government spending shocks: it's all in the timing*. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1-50.
- RANGEL, J. G. (2011). Macroeconomic news, announcements, and stock market jump intensity dynamics. *Journal of Banking & Finance*, 35(5), 1263-1276.
- REGÚLEZ, M. (2006). Procesos VAR y cointegración. *Notas elaboradas para el curso de Econometría Financiera II dentro del programa de doctorado en Finanzas Cuantitativas*.
- RIGOBON, R. (2003). On the measurement of the international propagation of shocks: is the transmission stable?. *Journal of International Economics*, 61(2), 261-283.
- RIGOBON, R. (2003b). Identification through heteroskedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 777-792.
- RIGOBON, R., & Sack, B. (2003). Measuring the Reaction of Monetary Policy on Asset Prices, *Quarterly Journal of Economics*, 118(2), 639-669

- RIGOBON, R., & SACK, B. (2004). The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 51(8), 1553-1575.
- ROMER, C. D., & ROMER, D. H. (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. In *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Volume 4 (pp. 121-184). MIT Press.
- ROMER, C. D., & ROMER, D. H. (2010). The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *The American Economic Review*, 763-801.
- ROOSA, R. V. (1951). Interest rates and the central bank. *Money, Trade, and Economic Growth: Essays in Honor of John Henry Williams*.
- ROSA, C. (2011). Words that shake traders: The stock market's reaction to central bank communication in real time. *Journal of Empirical Finance*, 18(5), 915-934.
- ROTEMBERG, J., & WOODFORD, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. In *NBER Macroeconomics Annual 1997*, Volume 12 (pp. 297-361). MIT Press.
- ROZEFF, M. S. (1974). Money and stock prices: Market efficiency and the lag in effect of monetary policy. *Journal of financial Economics*, 1(3), 245-302.
- RUBIO-RAMIREZ, J. F., WAGGONER, D. F., & ZHA, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696.
- RUDEBUSCH, G. D. (1998). Do measures of monetary policy in a VAR make sense?. *International economic review*, 907-931.
- SHIOJI, E. (1997). *Spanish monetary policy: A structural VAR analysis*. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.

- SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- SIMS, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975-1000.
- STRONGIN, S. (1995). The identification of monetary policy disturbances explaining the liquidity puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 35(3), 463-497.
- TAYLOR, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *The Journal of Economic Perspectives*, 11-26.
- TAYLOR, J. B. (2007). Housing and monetary policy. *National Bureau of Economic Research*, WP 13682.
- THORBECKE, W. (1997). On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635-654.
- TOBIN, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, 1(1), 15-29.
- VAN ELS, P., MORGAN, J., LOCARNO, A. & VILLETTELLE, J. P. (2001). Monetary policy transmission in the Euro area: what do aggregate and national structural models tell us? (No. 094). *European Central Bank*.

