

# *La política del BCE y su incidencia en la crisis de deuda soberana. Los casos de España e Italia*

Fructuoso Borralló Egea

Luis Ángel Hierro

Universidad de Sevilla

## **Resumen**

En este trabajo estudiamos las diferentes herramientas empleadas por el Banco Central Europeo para resolver la crisis de deuda soberana en España e Italia. Analizamos el impacto de los anuncios del Banco Central, el impacto de la LTRO, la SMP y de la OMT sobre las primas de riesgo soberano, concluyendo que sólo cuando el BCE decidió actuar como prestamista de última instancia, a través de la OMT, logró devolver la estabilidad a los mercados de deuda, y los efectos anuncios de política monetaria no convencional relacionadas con la adquisición de deuda pública también fueron efectivos para reducir el diferencial.

Palabras Clave: política monetaria, primas de riesgo, crisis de deuda europea

Clasificación JEL: E43, E44, E52, G12, G14

## **Abstract**

In this work we study the different tools employed by the European Central Bank in order to solve the sovereign debt crisis in Spain and Italy. We analyze the impact of the ECB announcements, the impact of the LTRO, the SMP and of the OMT on sovereign risk premia, concluding that only when the ECB decided to act as a last lender resort, through the OMT, achieved to restore stability in the debt markets, and the effects of unconventional monetary policy announcements debt-purchases related were effective as well in reducing the spread.

Key words: monetary policy, risk premia, European debt crisis

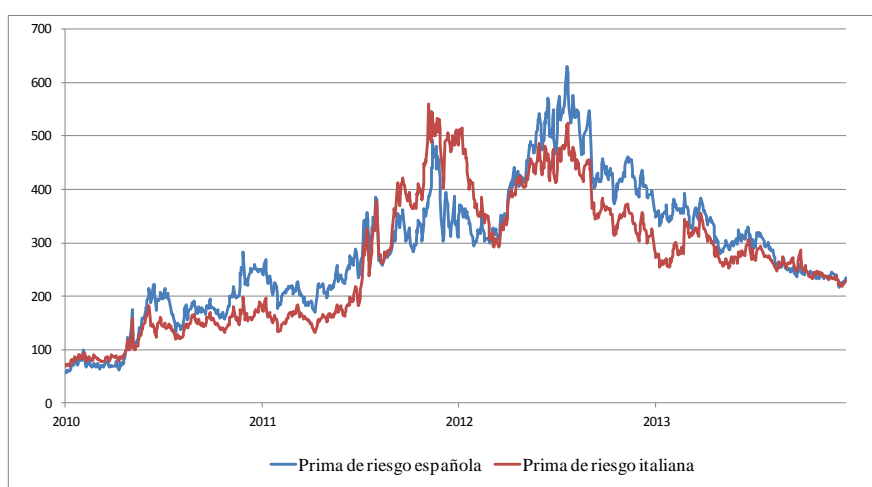
JEL Classifications: E43, E44, E52, G12, G14



## 1. Introducción

El estallido de la crisis económica y financiera de 2007 tuvo un fuerte impacto sobre variables financieras, como el diferencial LIBOR-OIS y sobre variables económicas, dando lugar a la denominada Gran Recesión. En la zona euro, la deuda pública pasó de niveles de deuda pública en torno al 69% del PIB a principios de los 2000 a más del 90% a finales del año 2013, y el déficit presupuestario agregado, que era tan sólo ligeramente deficitario a comienzos de la última década llegó a alcanzar el 6% respecto al PIB. El empeoramiento de las cuentas públicas puede explicarse por el deterioro económico, con efectos sobre ingresos y gastos públicos a través de los estabilizadores automáticos. Una serie de factores dieron lugar a que en esta área monetaria una crisis financiera derivara en una crisis de deuda [Overbeek (2012)]: rescate de la banca, programas de estímulo para luchar contra la crisis económica, problemas de diseño de la UEM que derivó en la acumulación de deuda de los países periféricos y, finalmente, especulación en los mercados financieros. No obstante, pese al deterioro de las finanzas públicas de los distintos Estados, sus costes de financiación en 2009 apenas eran superiores a los costes soportados al inicio de la crisis [Lane (2012)]. Desde que el 22 de octubre de 2009 Eurostat mostrara sus dudas sobre la fiabilidad de las cuentas públicas griegas los tipos de interés de los bonos de dicho país aumentaron drásticamente. Además de Grecia, los costes de financiación de Portugal, Irlanda, España e Italia también se vieron afectados y la calificación crediticia de la deuda de estos países fue rebajándose paulatinamente. Se le prestó especial atención a sus primas de riesgo, definidas como el diferencial del tipo de interés a 10 años de cada uno de estos países respecto a Alemania. Ante su aumento, el Banco Central Europeo (BCE) decidió intervenir y así atenuar la fragmentación existente en los mercados de deuda soberana, caracterizada por la asimetría en los tipos de interés soportados para colocar deuda en los mercados [González Páramo (2011)].

**Figura 1-. Evolución de las primas de riesgo española e italiana entre 2010 y 2013.**



Fuente: Elaboración propia a partir de Datastream

Nuestro objetivo es estudiar el efecto de las distintas políticas del BCE sobre las primas de riesgo española e italiana, sobre todo el efecto que ha producido el comportamiento

del BCE como prestamista de última instancia. Estudiamos su efecto en las primas española e italiana, al ser las economías de mayor tamaño respecto al resto de países en crisis ("*too big to fail*"), es decir, generando riesgo sistémico para los mercados financieros. Además, a diferencia de Grecia, Irlanda y Portugal, sus Estados no han sido rescatados, aunque sí le fuera concedido un crédito a España en abril de 2012 para el rescate de su sector financiero [Nelson, Belkin, Mix y Weiss (2012)]. La figura 1 representa la evolución de las primas de riesgo para España e Italia durante el periodo considerado.

La aportación del artículo es el análisis de toda la política monetaria no convencional aplicada por el BCE, distinguiendo entre sus efectos a corto y a largo plazo. De hecho, como pone en evidencia el siguiente apartado del trabajo, la literatura existente sobre el efecto de la política monetaria del BCE sobre las primas de riesgo española e italiana es escasa y no incluye de forma comprensiva todos los instrumentos empleados para atajar el problema de asimetría en los mercados de deuda soberana.

Las medidas de esta institución podemos clasificarlas en dos tipos en lo que respecta a nuestro problema. En primer lugar, la mera inyección de liquidez la entendemos como una medida con posibles efectos indirectos. Así, al necesitar como garantía deuda pública para participar en las subastas de liquidez las entidades acudirían al mercado para así adquirirla e inmovilizarla en sus balances, reduciendo de este modo la oferta de títulos. Nos centraremos en las *Very Long Term Refinancing Operations* (VLTRO). No obstante, las entidades bancarias tomaban fondos del BCE al tipo fijo de las *Main Refinancing Operations*, muy inferior al coste de financiación de los Estados durante la crisis de deuda soberana. Este diferencial podía haber animado a las entidades bancarias a buscar ese diferencial de rentabilidad ("*carry trade*") y acudir a la compra de deuda pública pese a que autores como Acharya (2013) aluden a que las entidades veían erosionados sus balances a medida que el valor de la deuda pública descendía. En segundo lugar, el BCE llevó a cabo medidas dirigidas particularmente a los mercados de deuda soberana. La primera de ellas, el SMP consistió, principalmente, en la compra de deuda pública de los países periféricos por un montante de 210 mil millones de euros y su impacto sobre la base monetaria fue esterilizado. La segunda medida, la *Outright Monetary Transactions* (OMT) establecía la compra de deuda pública sin límite si el país se encuentra inmerso en reformas de consolidación fiscal pero no ha llegado a aplicarse. De las medidas directas, estudiamos sus consecuencias a largo plazo sobre las primas de riesgo.

Para ello, empleamos un *event study* para valorar el efecto a muy corto plazo de los anuncios de política monetaria sobre las primas de riesgo española e italiana, y también estudiamos el efecto a muy corto plazo de las subastas de inyección de liquidez a más largo plazo. Con posterioridad, estudiamos las consecuencias a largo plazo de las medidas de política monetaria sobre las primas de riesgo. Analizamos los movimientos de las primas de riesgo a través de un *Switching Autorregresive Heteroskedasticity Model* (SWARCH) y vinculamos sus movimientos a la política monetaria para conocer el impacto de ésta sobre su volatilidad, es decir, la dispersión en torno a la prima media

en un período y que tendía a aumentar en períodos de *stress*, siendo indicativa del riesgo asumido por los inversores. Finalmente, nos centramos en el impacto de cada una de las medidas directas por separado: el impacto de la SMP sobre las primas de riesgo y, finalmente, dado que la OMT ha sido una medida consistente tan solo en un efecto anuncio valoramos su efectividad a través de análisis contrafactuales que nos indiquen hasta qué punto podría haberse elevado las primas de riesgo de no haberse llevado a cabo esta política.

Concluimos que sólo la OMT logró reducir la volatilidad de forma duradera y que logró reducir la sensibilidad de los inversores a los fundamentales de las economías española e italiana al establecer el BCE un respaldo financiero ilimitado para los países del área del euro, es decir, al afirmar que se convertiría en un prestamista de última instancia para los Estados si fuera necesario.

Este trabajo se organiza como sigue. En la sección segunda recopilamos los principales antecedentes de nuestro estudio. En la sección tercera aludimos a la metodología y a la fuente de datos que hemos consultado en este trabajo. En la sección cuarta mostramos y discutimos los resultados. La sección quinta concluye.

## **2. Antecedentes**

Los estudios en torno a la crisis de deuda soberana se han centrado en dos materias: en primer lugar, entender las causas de dicha crisis, y, en segundo lugar, en estudiar la incidencia de la política económica sobre las primas de riesgo. Las crisis de deuda soberana, como describen De Grauwe (2013) y Buitier y Rahbari (2012), pueden verse como un evento similar al de una corrida bancaria. Un Estado carente de soberanía monetaria puede verse como una entidad incapaz de proveerse a sí mismo de liquidez y depender de sus ingresos y gastos públicos y de la financiación obtenida en los mercados financieros para cumplir con su restricción presupuestaria. En una situación de crisis puede reducir sus gastos e incrementar sus impuestos, es decir, llevar a cabo una política de consolidación fiscal que puede compararse a la política de venta desesperada de activos de una entidad bancaria ilíquida (puesto que tales intentos de obtener liquidez trae consecuencias sobre la actividad del país). No obstante, en caso de hundimiento de la actividad económica pueden existir dudas sobre la capacidad de pago del país en cuestión. Llegados a ese punto, no se compran sus títulos y se venden los que se tienen en cartera dando lugar a una reducción de su cotización y a un aumento de la de activos considerados seguros, aumentando el diferencial de rentabilidad o prima de riesgo entre ambos dando lugar a unos costes financieros tan gravosos que pueden dar lugar a la quiebra de la entidad. En tal circunstancia, se plantea la posibilidad de que el banco central del área monetaria respalde financieramente a los países con este tipo de problemas inyectándoles liquidez tal y como actúa con las entidades financieras. Se evitaría con ello aplicar un brusco ajuste fiscal con consecuencias negativas para producción y empleo y el contagio desde países insolventes a otros ilíquidos. Ello supondría que el banco central actúe como prestamista de última instancia de los Estados. Esta situación es la que, desde la teoría económica, se justifica la existencia de

los bancos centrales como prestamista de última instancia. Es decir, de acuerdo a la doctrina de Bahegot (1873), debe prestarse a entidades con problemas de liquidez (no así de solvencia) para impedir que se vean abocadas, por el procedimiento visto arriba, a la quiebra.

Beirne y Fratzscher (2013) estudian las primas de riesgo de 31 economías y encuentran que la variación de la balanza por cuenta corriente y el déficit respecto al PIB no son significativos a la hora de explicar los movimientos de la prima de riesgo de los países del área del euro pero sí lo son la deuda pública respecto al PIB y la tasa de crecimiento del producto real. Por su parte, Schuknecht, Von Hagen y Wolswijk (2011) afirman que la mayor parte del movimiento de las primas de riesgo pueden explicarse por fundamentos económicos. Aizenman y Hutchison (2012) emplean un modelo dinámico de datos de panel que los lleva a concluir que los cocientes deuda/impuestos y déficit/impuestos y la inflación son variables explicativas del riesgo soberano pero durante la crisis de deuda soberana el pesimismo sobre la capacidad de llevar a cabo reformas fiscales podría ser otro factor explicativo. La importancia de las variables fiscales es también resaltada por Attinasi, Checherita y Nickel (2009), quienes empleando modelos de datos de panel dinámicos determinan que los mayores déficits esperados y los ratios de deuda soberana respecto a Alemania contribuían a aumentar las primas de riesgo. También habrían influido los problemas bancarios, como demuestran Gerlach, Schultz y Wolf (2010), quienes utilizan un modelo de datos de panel y concluyen que a mayor tamaño del sector bancario en la economía y menor ratio de capital mayores primas de riesgo.

Por otra parte, en cuanto a los efectos de la política económica sobre las primas de riesgo, el BCE tomó ciertas decisiones de política monetaria que pudieron tener efecto sobre las primas de riesgo. En primer lugar, aumentó la cuantía y plazo de sus operaciones de financiación, destacando las dos subastas de LTRO a tres años de diciembre de 2011 y marzo de 2012; si bien apunta Belke (2012) que sólo en la primera se produjeron compras de deuda. Estas subastas exigían únicamente deuda soberana como garantía de manera que la misma quedaba inmovilizada en el balance de los bancos cuando solicitaban fondos al BCE, apartándolas del mercado.

En segundo lugar, compró deuda pública mediante la SMP. De Pooter, Martin y Pruitt (2012) afirman que el programa redujo la prima por liquidez de forma persistente en 4,6 puntos básicos (pb) empleando un modelo de precio de activos. Según Doran, Dunne, Monks y O'Reilly (2013) la SMP habría logrado reducir los tipos de interés a largo plazo entre 75 y 1000 pb. Por su parte, Eser y Schwaab (2012) afirman que el programa reducía entre 0,1 y 2 pb la rentabilidad de los títulos por cada 100 millones de euros al día comprados empleando un modelo de factores latentes. Por otro lado, Ghysels, Idier, Manganelli y Vergote (2012), empleando datos intradía, sitúan el intervalo entre 0,1 y 25 pb. Finalmente, Doran, Dunne, Monks y O'Reilly (2013) estiman el impacto del SMP sobre los bonos irlandeses mediante un modelo de *Cummulative Average Returns* con datos intradía afirmando que el comportamiento del BCE con este programa habría

sido pasivo, esto es, no habría pretendido una reducción del interés pagado por los bonos sino estabilizar su valor a muy corto plazo.

En tercer lugar, declaró que, bajo la OMT, compraría deuda pública por cuantía ilimitada si se cumplían ciertas condiciones. Altavilla, Lenza y Giannone (2014) estiman el impacto de los anuncios relacionados con la OMT mediante un VAR (5) sin restricciones encontrando que aumentaron el PIB, la inflación y el volumen de préstamos tanto en España como en Italia.

Falagiarda y Reitz (2013), a través de un *event study*, concluyen que los anuncios de los dos programas anteriores, SMP y OMT, fueron efectivos en reducir la prima de riesgo italiana.

Nuestro artículo lleva a cabo un análisis de toda la política monetaria del BCE, tanto a muy corto plazo, valorando el efecto de anuncios de medidas y de subastas de liquidez como a largo plazo, estudiando el efecto de las medidas sobre la volatilidad y el impacto de la aplicación de la SMP y de la OMT sobre el valor de las primas.

### 3. Fuente de datos y metodología

Procederemos a analizar la política monetaria del BCE, atendiendo a sus efectos a corto y a largo plazo sobre las primas de riesgo. En primer lugar, analizamos los anuncios de política monetaria con un *event study*, y posteriormente, los efectos a corto plazo de las subastas vía VLTRO empleando MCO Conjuntos ("*pooled OLS*"). En segundo lugar, analizamos la volatilidad en los mercados de deuda español e italiano y los vinculamos a la política monetaria del BCE, mediante un SWARCH y estudiamos las consecuencias de los programas de compras, SMP y OMT, sobre las primas de riesgo mediante una regresión en el primer caso y el empleo de contrafácticos en el segundo.

La tabla 1 describe las variables empleadas en este estudio, además de resumir las principales ecuaciones que estimaremos y que desarrollamos a continuación.

**Tabla 1.- Nombre y significado de las variables empleadas en el estudio.**

Metodología	Ecuación	Variables	Fuente de obtención de datos
<i>Event study</i> <i>MCO Conjuntos</i>	$d\_prima_{it} = \alpha + \sum \beta_j * D_{jt} + \varepsilon_{it}$ [1]	$d\_prima_{it}$ : variación a un día de la prima por riesgo del país "i" $D_{jt}$ : dummy con valor 1 en el momento en que se produce una subasta/ acontecimiento y 0 en el resto	Datastream
<i>MCO</i>	$d\_prima_{it} = \alpha + \beta_1 * riesgo_{it} + \beta_2 * smp_t + \varepsilon_t$ [6]	$d\_prima_{it}$ : variación a una semana de la prima por riesgo del país "i" $Riesgo_{it}$ : - $dVix_t$ : variación a una semana del índice VIX - $creac_{it}$ : variación a una semana de la media ponderada por volumen de activos de las cotizaciones bancarias del país "i" (Santander, BBVA y Popular para España; Unicredit, Itensa San Paolo y Monte Dei Paschi para Italia) $smp_t$ : compras semanales de deuda por parte del BCE a través del programa SMP	Datastream Datastream Datastream Página web del BCE, informe semanal de balance
<i>MCO</i>	$dprima_t = \alpha + \beta_1 * riesgo_{it} + \beta_2 * D_{1t} + \beta_3 * D_{2t} + \varepsilon_t$ [7]	$d\_prima_{it}$ : variación a una semana de la prima por riesgo del país "i" $Riesgo_{it}$ : - $dVix_t$ : variación a una semana del	Datastream Datastream

		<p>índice VIX</p> <p>- <math>creacc_{it}</math>: variación a una semana de la media ponderada por volumen de activos de las cotizaciones bancarias del país "i" (Santander, BBVA y Popular para España; Unicredit, Itensa San Paolo y Monte Dei Paschi para Italia)</p> <p><math>smp_t</math>: compras semanales de deuda por parte del BCE a través del programa SMP</p> <p><math>D_{1t}</math>: dummy con valor 1 en la semana del 10 de mayo de 2010, 0 en el resto</p> <p><math>D_{2t}</math>: dummy con valor 1 en la semana del 8 de agosto de 2011, 0 en el resto</p>	<p>Datastream</p> <p>Página web del BCE, informe semanal de balance</p>
MCO (Construcción de contrafácticos)	$dprima_t = \alpha + \beta_1 * creacc_t + \beta_2 * difpib_t + \beta_3 * difbcc_t + \beta_4 * difin_t + \beta_5 * difgob_t + \beta_6 * actnet_t + \varepsilon_t$ [8]	<p><math>d\_prima_{it}</math>: variación trimestral de la prima por riesgo del país</p> <p><math>creacc</math>: variación trimestral de la media ponderada por volumen de activos de las cotizaciones bancarias de cada país (Santander, BBVA y Popular para España; Unicredit, Itensa San Paolo y Monte Dei Paschi para Italia)</p> <p><math>difpib_t</math>: tasa de crecimiento del PIB de cada país respecto a la alemana</p> <p><math>difbcc_t</math>: saldo de la cuenta corriente de un país respecto al saldo alemán</p> <p><math>difin_t</math>: variación trimestral del índice de precios al consumo de cada país respecto al alemán</p> <p><math>difgob_t</math>: tasa de variación de los activos netos del gobierno de cada país respecto al alemán</p> <p><math>actnet_t</math>: tasa de variación de los activos netos del gobierno de cada país a partir del tercer trimestre de 2009</p>	<p>Datastream</p> <p>Datastream</p> <p>Eurostat</p> <p>Eurostat</p> <p>Eurostat</p> <p>ECB Statistical Data</p> <p>ECB Statistical Data Warehouse, elaboración propia</p>
MCO Conjuntos (Construcción de Contrafácticos)	$dprima_{it} = \alpha + \beta_1 * creacc_{it} + \beta_2 * difpib_{(t-1)} + \beta_3 * difbcc_{(t-1)} + \beta_4 * infl_{(t-1)} + \varepsilon_{it}$ [9]	<p><math>d\_prima_{it}</math>: variación trimestral de la prima por riesgo del país</p> <p><math>creacc</math>: variación trimestral de la media ponderada por volumen de activos de las cotizaciones bancarias de cada país (Santander, BBVA y Popular para España; Unicredit, Itensa San Paolo y Monte Dei Paschi para Italia)</p> <p><math>difpib_t</math>: tasa de crecimiento del PIB de cada país respecto a la alemana</p> <p><math>difbcc_t</math>: saldo de la cuenta corriente de un país respecto al saldo alemán</p> <p><math>difin_t</math>: variación trimestral del índice de precios de cada país respecto al alemán</p> <p><math>difgob_t</math>: tasa de variación de los activos netos del gobierno de cada país respecto al alemán</p>	<p>Datastream</p> <p>Datastream</p> <p>Eurostat</p> <p>Eurostat</p> <p>Eurostat</p> <p>ECB Statistical Data Warehouse</p>

Fuente: Elaboración propia.

Nota: puesto que en las ecuaciones del método SWARCH lo más relevante es la obtención de la matriz de estados de transición y de las probabilidades condicionadas, y sólo empleamos como variables la variación a un día de la prima de riesgo, no las incluimos aquí.

### A. Efectos a C/P de la política monetaria del BCE

Empleamos un *event study* para cuantificar los efectos a muy corto plazo de acontecimientos de política monetaria juzgados relevantes *ex-ante*. Consiste en medir la variación de la prima de riesgo en torno a dichas fechas y ha sido ampliamente utilizado en el análisis de medida de política monetaria [Gagnon, Raskin, Remache y Sack (2011), Krishnamurthy y Vissin-Jorgensen (2011)].

**Tabla 2.- Lista de acontecimientos de política monetaria incluidos en el pool.**

Año	Día	Descripción
2009	5/11; 3/12	Consejo de Gobierno
2010	14/1; 4/2; 4/3; 8/4; 6/5	Consejo de Gobierno
	10/5	SMP
	10/6; 8/7	Consejo de Gobierno
	28/7	Endurecimiento de las reglas de garantía
	5/8; 2/9; 7/10; 4/11; 2/12	Consejo de Gobierno



2011	13/1; 3/2; 3/3	Consejo de Gobierno
	7/4	<b>Aumento del tipo oficial de las MRO</b>
	5/5; 9/6	Consejo de Gobierno
	7/7	Aumento del tipo oficial de las MRO
	4/8	Se anuncia ampliación del SMP
	8/8	<b>Reanudación de compras vía SMP</b>
	8/9; 6/10	Consejo de Gobierno
	3/11	<b>Reducción del tipo oficial de las MRO</b>
	17/11	<b>Rechazo de Merkel a la compra de deuda</b>
	8/12	<b>Reducción del tipo oficial de las MRO; anuncio de LTRO a 3 años</b>
	21/12	<b>Resultados de la LTRO a tres años</b>
2012	12/1	Consejo de Gobierno
	9/2	Consejo de Gobierno
	28/2	<b>Resultados de la LTRO a 3 años</b>
	8/3; 4/4; 3/5; 6/6	Consejo de Gobierno
	5/7	<b>Reducción del tipo oficial de las MRO</b>
	26/7	<b>Discurso de Draghi en Londres</b>
	2/8	<b>Consejo de Gobierno; anuncio de la OMT</b>
	6/9	<b>Especificación técnica de la OMT</b>
4/10; 8/11; 6/12	Consejo de Gobierno	

Fuente: Elaboración propia.

La cuestión que suele plantearse en la literatura de *event study* es el tamaño de la ventana de estudio, es decir, el período en el cual se mide la variación de la variable a estudiar. Así, una ventana de gran tamaño puede suponer una mala estimación del efecto de un acontecimiento al haber transcurrido bastante tiempo desde el conocimiento del mismo, de modo que pueden haber aparecido otros sucesos que influyeran en la variable de interés. Por otro lado, una ventana demasiado pequeña puede subestimar el efecto del acontecimiento debido a que el mercado no lo haya asumido completamente. Para una mejor estimación de estos efectos, consideramos la ventana de un día, esto es, la diferencia entre la prima de riesgo el día del acontecimiento menos la prima de riesgo del día previo; y la ventana a dos días, como diferencia entre la prima de riesgo del día posterior al anuncio respecto a la del día anterior.

Los eventos a estudiar figuran en negrita en la tabla 2 y son estudiados porque representan anuncios de medidas no convencionales, reanudación y ejecución de las mismas. Son las fechas en torno a las cuales mediremos esa variación. Posteriormente hemos de valorar si dichas variaciones fueron significativamente más importantes que otros anuncios de política monetaria y para ello estimamos la siguiente regresión:

$$dprima_{it} = \alpha + \sum \beta_j * D_{jt} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

siendo  $dprima_{it}$  la variación a uno y dos días de la prima de riesgo del país "i" en el evento "t",  $D_{jt}$  es una dummy con valor 1 en cada uno de los eventos a estudiar y 0 en el resto. La lista de observaciones de sección cruzada que incluimos en la regresión son todas las que aparecen en la tabla 2; incluyen la lista de eventos a estudiar, reuniones del Consejo de Gobierno y otros acontecimientos.

A continuación, medimos los efectos de las VLTRO a mayor plazo sobre las primas de riesgo para lo cual estimamos por MCO conjuntos el siguiente modelo que coincide con el estimado en el *event study*, si bien definimos de diferente forma cada una de las

variables. Así,  $dprima_{it}$  es la variación a un día, dos días y una semana de las primas española e italiana y  $D_{jt}$  es una variable dummy con valor 1 en la subasta a más largo plazo  $j$  y valor cero en el resto de subastas. En el período que media entre la victoria de Papandreou en Grecia y la especificación técnica de la OMT tuvieron lugar nueve subastas de liquidez con vencimiento superior a 3 meses. Incluimos en la regresión sólo las fechas de subastas, a lo que alude el subíndice "t", tomadas del Boletín Mensual del Banco Central Europeo. Pretendemos responder si ha existido efecto diferenciador de las subastas a más largo plazo respecto a las ordinarias. Previamente se llevó a cabo una para valorar la incidencia a corto plazo de todas las subastas de LTRO a muy corto plazo (resultados no mostrados) y no se encontró significatividad. Puesto que nuestro objetivo es medir la efectividad de la política no convencional, estudiamos si las subastas con vencimiento de al menos 6 meses tuvieron efectos significativamente diferentes de aquellas con vencimientos convencionales, esto es, a 3 meses. Por otro lado, nos centramos en la variación de las primas a distintos plazos para conocer si los resultados son persistentes, o si los bancos al recibir los fondos no acudían al mercado de deuda directamente. Tanto en un caso como en otro, las regresiones se llevan a cabo apilando temporalmente los datos, de modo que el resultado de cada regresión consistiría en una media entre ambos países. Puesto que estamos cuantificando efectos a muy corto plazo, llevar a cabo este procedimiento permite juzgar si un acontecimiento/subasta fue efectivo, es decir, si afectó a ambas primas de riesgo en conjunto.

Empleando el test de significatividad conjunta de las medias de diferentes grupos descartamos la necesidad de emplear efectos fijos en las dos especificaciones propuestas. Es decir, los efectos fijos no son significativamente distintos de cero.

### *B. Efectos a L/P de las medidas de política monetaria del BCE*

Valoramos los efectos de la política monetaria no convencional y su persistencia sobre la volatilidad de las primas a través de un modelo SWARCH. Este modelo, propuesto por Hamilton (1990) y refinado por Hamilton y Susmel (1994), permite detectar eventos que dieran lugar a alteraciones en la volatilidad esperada de la variable dependiente. Denominamos  $d\_prima_t$  a las variaciones de la prima por riesgo respecto al día anterior,  $s_t$  a tres estados del mundo,  $s_t \in \{1,2,3\}$ , y suponemos que  $d\_prima_t$  sigue un proceso AR(1):

$$d\_prima_t = a + b * d\_prima_{t-1} + \varepsilon_t; \varepsilon_t \rightarrow N(0, \pi_s) \quad [2]$$

De la varianza de la perturbación aleatoria depende de cada uno de los estados del mundo. Además suponemos que la perturbación aleatoria depende de una constante,  $n_s$ , que es función de cada uno de los tres estados del mundo y del producto de otras dos variables,  $h_t$  y  $v_t$ :

$$\varepsilon_t = (n_s)^{\frac{1}{2}} * h_t * v_t \quad [3]$$

siendo  $h_t$  y  $v_t$  dos variables aleatorias, a las que caracterizan las siguientes expresiones:

$$v_t \rightarrow N(0, \pi_s) \quad [4]$$

$$h_t = a_0 + a_1 * (h_{t-1} * v_{t-1})^2 + a_2 * (h_{t-2} * v_{t-2})^2 + \dots + a_p * (h_{t-p} * v_{t-p})^2 \quad [5]$$

Se procede a normalizar el resultado para el régimen de menor volatilidad.

Por otra parte, respecto al análisis del impacto de cada medida por separado (SMP y OMT) aludiremos a algunas características sobre la evolución de las primas de riesgo vitales para nuestro estudio: las influencias de la evolución del sistema bancario. La crisis financiera afectó al sistema bancario. Por ello, empleamos como variable independiente la variación media de las cotizaciones ponderadas por activos de las tres principales entidades bancarias de cada país en las ecuaciones españolas e italiana.

Para valorar la efectividad y significatividad de las subastas llevadas a cabo a través del SMP llevamos a cabo una regresión semanal de las primas de riesgo, empleando MCO corregidos por heterocedasticidad y autocorrelación según Newey West. Empleamos dos modelos:

$$dprima_t = \alpha + \beta_1 * riesgo_{it} + \beta_2 * smp_t + \varepsilon_t \quad [6]$$

$$dprima_t = \alpha + \beta_1 * riesgo_t + \beta_2 * D_{1t} + \beta_3 * D_{2t} + \varepsilon_t \quad [7]$$

siendo  $dprima_t$  la variación a una semana de la prima de riesgo,  $riesgo_t$  una medida del riesgo, y empleamos dos tipos de medidas: la tasa de crecimiento semanal de las cotizaciones bancarias de cada país tal y como hemos definido previamente o bien la variación a ese plazo del índice VIX;  $smp_t$  es el volumen semanal de compras de títulos por parte del Banco Central Europeo y  $D_{1t}$  y  $D_{2t}$  son dummies de efecto anuncio: representan la semana del 10 de mayo de 2010 y 8 de agosto de 2011, respectivamente. La inclusión como explicativa de las primas de riesgo la evolución de la percepción de los mercados está justificada por la literatura existente al respecto. Gerlach, Schulz y Wolff (2010) recalcan que los problemas financieros eran, al menos en ciertos países, uno de los determinantes de los movimientos de las primas y encuentran que el riesgo global financiero se convertía en riesgo soberano por la necesidad de recapitalizar las entidades con problemas y porque sus dificultades constreñía el crédito y ahondaba en la recesión. Es más, Attinasi, Checherita y Nickel (2009), señalan que los anuncios de rescate a la banca tendían a incrementar las primas de riesgo.

Tanto en el estudio del efecto de las subastas de LTRO como de las compras a través de la SMP estamos constreñidos por la falta de información. Así, desconocemos qué cuantía de LTRO recibió cada país semanalmente, y por tanto podríamos estar incluyendo *dummies* representando obtención de fondos por parte de entidades españolas e italianas cuando realmente no demandaron fondos en esa subasta en concreto. Es de esperar que en ese caso tales subastas no aparecerían significativas. Respecto a las SMP, nos vemos enfrentados a que los datos de compras se publican

semanalmente y ello determina la periodicidad de la regresión. Además, como antes, desconocemos las cuantías de compras que llevó a cabo el BCE para cada país periférico en cuestión, aunque relativizamos ese problema: aunque el banco central adquiriera un tipo de deuda que no fuera el español e italiano, la amplia literatura que existe en relación al efecto contagio entre las primas de riesgo durante la crisis de deuda soberana [Caporale y Girardi (2011), Caceres, Guzzo y Segoviano (2010), Caporin, Pellizon, Ravazzolo y Rigobon (2013), entre otros] nos permite afirmar que el efecto reductor en las primas de otros países periféricos a través de esas compras acabarían por trasladarse a las primas españolas e italianas.

Finalmente, en el estudio de los efectos a largo plazo de la OMT hemos de tener en cuenta que es una medida que no ha sido aplicada, de modo que su efecto en principio sería tan sólo un efecto anuncio. No obstante, representó tal cambio en la política que venía aplicando el BCE hasta el momento (al comprometerse a la adquisición ilimitada de deuda si la fragmentación en los mercados de deuda continuaba y si los países cumplían ciertas condiciones) que sus efectos en las primas pueden valorarse no sólo a corto plazo, sino también a largo plazo. Construimos para ello un conjunto de diversos contrafácticos, cada uno en base a ciertos supuestos, que nos permita determinar qué habría ocurrido si esta medida no se hubiera llevado a cabo.

En primer lugar, partimos del siguiente modelo:

$$dprima_t = \alpha + \beta_1 * creacc_t + \beta_2 * difpib_t + \beta_3 * difbcc_t + \beta_4 * difin_t + \beta_5 * difgob_t + \beta_6 * actnet_t + \varepsilon_t \quad [8]$$

siendo  $dprima_t$  la diferencia intertrimestral de la media trimestral de la primas de riesgo,  $creacc_t$  es la tasa de crecimiento intertrimestral del valor medio de las acciones de los tres bancos con mayor volumen de activos ponderados por esos activos para cada país y  $\varepsilon_t$  son las perturbaciones aleatorias, a las que se les supone media nula y varianza constante. El resto son variables macroeconómicas:

- El crecimiento del PIB,  $difpib_t$ , para el cual esperamos un signo negativo, dado que un aumento del PIB pone en marcha estabilizadores automáticos que una mejoran la posición fiscal del gobierno.
- La balanza por cuenta corriente en relación al PIB,  $difbcc_t$ , para la cual esperamos un signo negativo, dado que un mayor valor del déficit por cuenta corriente aumenta el endeudamiento del país en cuestión con el exterior y por tanto sería más arriesgado invertir en él.
- La inflación,  $infl_t$ , que tiene signo indeterminado: una mayor inflación puede llevar a la aparición de una prima por la depreciación esperada de la capacidad de compra de la unidad monetaria, y por tanto esperaríamos signo positivo; no obstante, la inflación es también un indicador de la actividad económica y en tal caso el signo sería negativo.

- La tasa de crecimiento de los activos netos del gobierno,  $difgob_t$ , para cuyo coeficiente, al ser tales activos netos negativos, esperamos un signo positivo ya que su aumento supondría un empeoramiento de la solvencia de los gobiernos.

Cada uno de los coeficientes de estas variables representan la sensibilidad del mercado ante esos fundamentales en el tiempo. Para elegir el orden del retardo de cada una de las variables, nos hemos decantado por el criterio de información de Akaike. La estimación se estima por MCO corregidos de heterocedasticidad y autocorrelación según Newey West.

El modelo es estimado entre el primer trimestre de 2000 y el tercer trimestre de 2012, y simulamos la evolución de las primas de riesgo a partir de esa fecha. En nuestro modelo base, empleamos la evolución real de las variables, siendo éste nuestro primer contrafáctico; esta estimación la denominaremos "base".

Por otro lado, es posible que la sensibilidad de los inversores no dependa sólo de la evolución de los fundamentales en esos trimestres, sino de la evolución seguida hasta el momento por las mismas. Puesto que la gran preocupación de entonces era la evolución de las cuentas públicas, añadimos una variable definida como la tasa de crecimiento de los activos financieros netos del gobierno español e italiano desde el tercer trimestre de 2009 y la denominamos  $acnet_t$ . La evolución prevista de las primas de riesgo desde el cuarto trimestre de 2012 atendiendo a esta especificación constituye nuestro segundo contrafáctico, que denominamos "extended".

Los contrafácticos anteriores reflejan la sensibilidad de los inversores ante estos fundamentales durante todo el período muestral. Cabe incorporar un último contrafáctico que refleje la evolución de las primas de riesgo si la crisis de deuda soberana no hubiera tenido lugar; es decir, el nivel al que se habrían encontrado las primas bajo una economía sana, y definimos a este contrafáctico como el de a largo plazo. La estimación se lleva a cabo entre el primer trimestre de 2010 al segundo de 2008, antes de la Gran Recesión. Puesto que el número de observaciones para cada país es pequeño, en este caso, optamos por apilarlos temporalmente.

El modelo que especificamos en este caso es:

$$dprima_{it} = \alpha + \beta_1 * creacc_{it} + \beta_2 * difpib_{(t-1)} + \beta_3 * difbcc_{(t-1)} + \beta_4 * infl_{(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad [9]$$

Empleando el test de significatividad conjunta de las medias de diferentes grupos descartamos la necesidad de emplear efectos fijos y por ello empleamos Mínimos Cuadrados Conjuntos. A este modelo lo denominaremos "long run".

En las ecuaciones anteriores pudo optarse por incluir medidas de contagio para España. Caceres, Guzzo y Segoviano (2010), apuntan a la necesidad de incluir medidas de contagio, especialmente de aquellos países con peor sostenibilidad fiscal, consideramos la introducción de una variable que contuviera la media ponderada por PIB de Portugal,

Irlanda y Grecia, pero su alta correlación con el movimiento del precio de las acciones nos llevó a excluirla. De este modo, el crecimiento del precio de las acciones no recoge únicamente vulnerabilidades internas, sino también externas.

En este modelo aplicamos Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores robustos según Newey West para datos de panel; además, la mayoría de resultados se mantienen si aplicamos otros estimadores de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos.

### *C. Fuente de datos*

Todos los datos obtenidos proceden de **Datastream, Eurostat y BCE**. Las primas de riesgo española e italiana se obtienen como la diferencia entre la rentabilidad del bono a 10 años español e italiano, respectivamente, y la del bono alemán al mismo plazo, habiéndose descargados de Datastream. Cuando los datos que empleamos son trimestrales, usamos la media del período. De Datastream se obtiene también las medias semanales/trimestrales de las cotizaciones de las acciones de Banco Santander, BBVA, Banco Popular, Unicredit, Monte Dei Paschi, Itensa San Paolo y se calcula el valor medio ponderado por sus activos en 2012 y la tasa de crecimiento de esa media. Los datos de PIB se refieren a índices de volumen de base 2005, ajustados por estacionalidad y efecto de calendario, y se extraen de la base de datos de Eurostat. La inflación la definimos como la tasa de crecimiento de la media trimestral del índice de precios de consumo armonizados con base 2005, obtenidos también a través de Eurostat. De la base de datos del BCE, "ECB Statistical Data Warehouse", se obtienen los activos financieros netos de los gobiernos respecto a todos los sectores, incluyendo al resto del mundo. Se toman los datos de balanza por cuenta corriente de Eurostat, y se dividen con respecto al PIB corregidos de estacionalidad y de efecto calendario. Las cuantías de compras semanales a través del programa SMP se publican semanalmente en la página web del Banco Central Europeo, y han sido descargadas de Datastream.

## **4. Resultados**

### *A. Resultados a C/P de las medidas de política monetaria del BCE*

Analizamos, en primer lugar, la eficacia a C/P de los anuncios de medidas de política monetaria sobre las primas de riesgo. Los resultados del *event study* se muestran en la tabla 3. En ella puede observarse que el mayor efecto sobre la variación de las primas de riesgo a uno y dos días lo tuvo la reanudación del programa de compras del BCE el 8 de agosto de 2011, tanto para España como para Italia; las declaraciones relacionadas con la OMT (incluyendo el discurso de Draghi) ocupan el segundo lugar siendo ambos eventos significativos al 1%. Por otro lado, el efecto del anuncio de la LTRO a tres años el 8 de diciembre de 2011 así como la publicación de sus resultados no son significativos o tienen el signo contrario al esperado, y lo mismo ocurre con la política convencional de modificación de los tipos de interés a muy corto plazo. El *event study* nos permite concluir que sólo aquellas acciones directamente enfocadas al problema de la deuda soberana tenían efecto reductor sobre las primas.

**Tabla 3.- Event study. Resultados para España.**

<i>Acontecimientos</i>	<i>Variación a 1 día (pb)</i>	<i>Variación a 2 días (pb)</i>
<i>Anuncio SMP 10-5-2010</i>	-66*** (0,000)	-70*** (0,000)
<i>Subida de tipos de interés 7-4-2011</i>	-3 (0,386)	-7 (0,626)
<i>Subida de tipos de interés 7-7-2011</i>	+8** (0,010)	+17 (0,123)
<i>Bajada de tipos 3-11-2011</i>	-3** (0,043)	0 (0,578)
<i>Bajada de tipos 8-12-2011 (+medidas no convencionales)</i>	+23*** (0,000)	+54*** (0,000)
<i>Bajada de tipos 5-7-2012</i>	+31*** (0,000)	+72*** (0,000)
<i>Reanudación SMP 8-8-2011</i>	-88*** (0,000)	-113*** (0,000)
<i>Oposición de la canciller alemana Ángela Merkel a la compra de deuda por el BCE 17-11-2011</i>	+46 (0,568)	+20 (0,272)
<i>Ejecución 1ª subasta 21-12-2011</i>	+12*** (0,000)	+31** (0,041)
<i>Ejecución 2ª subasta 28-2-2012</i>	0 (0,609)	-2 (0,337)
<i>Discurso de Draghi 26-7-2012</i>	-43*** (0,000)	-76*** (0,000)
<i>Especificación técnica de las OMT 6-9-2012</i>	-39*** (0,000)	-88*** (0,000)
<i>Anuncio de la OMT 2-8-2012</i>	+12** (0,021)	+35* (0,069)

\*, \*\* y \*\*\* representan significatividad a los niveles habituales de 10, 5 y 1%.

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 4.- Event study. Resultados para Italia.**

	<i>Variación a 1 día (pb)</i>	<i>Variación a 2 días (pb)</i>
<i>Anuncio SMP 10-5-2010</i>	-50*** (0,000)	-49*** (0,000)
<i>Subida de tipos de interés 7-4-2011</i>	-1 (0,3862)	-5 (0,626)
<i>Subida de tipos de interés 7-7-2011</i>	+4** (0,0100)	+22 (0,123)
<i>Bajada de tipos 3-11-2011</i>	-5** (0,0427)	+15 (0,578)
<i>Bajada de tipos 8-12-2011 (+medidas no convencionales)</i>	+45*** (0,000)	+42*** (0,000)
<i>Bajada de tipos 5-7-2012</i>	+27*** (0,000)	+39*** (0,000)
<i>Reanudación SMP 8-8-2011</i>	-72*** (0,000)	-86*** (0,000)
<i>Oposición de la canciller alemana Ángela Merkel a la compra de deuda por el BCE 17-11-2011</i>	-18 (0,568)	-47 (0,272)
<i>Ejecución 1ª subasta 22-12-2011</i>	+12*** (0,000)	+21** (0,041)
<i>Ejecución 2ª subasta 28-2-2012</i>	-5 (0,609)	-22 (0,337)
<i>Discurso de Draghi 26-7-2012</i>	-44*** (0,000)	-62*** (0,000)
<i>Especificación técnica de las OMT 6-9-2012</i>	-29*** (0,000)	-55*** (0,000)
<i>Anuncio de la OMT 2-8-2012</i>	+41** (0,021)	+11* (0,069)

\*, \*\* y \*\*\* representan significatividad a los niveles habituales de 10, 5 y 1%

Fuente: Elaboración propia.

También valoramos el efecto a corto plazo de las subastas VLTRO. Para ello, estimamos la ecuación 1 con las definiciones establecidas en el apartado anterior, en la

que buscamos discernir si el efecto a corto plazo de las subastas de LTRO de plazo no convencional es diferente a las de plazo convencional, se muestra en la tabla 5.

**Tabla 5.- Estimación del efecto de las subastas de LTRO a más largo plazo sobre las primas de riesgo. Subastas desde el 22/10/2009 a 30/08/2012.**

	1 día	2 días <sup>a</sup>	1 semana
C	-0.0006 (0.9566)	-0.0054 (0.7218)	-0,0064 (0,7625)
D1 (12/11/2009)	-0.0134 (0.8777)	-0.0120 (0.9217)	0,0768 (0,6496)
D2 (10/12/2009)	0.0423 (0.6275)	-0.0131 (0.9149)	-0,0838 (0,6202)
D3 (17/12/2009)	-0.0040 (0.9633)	0.0550 (0.6525)	0,0306 (0,8564)
D4 (1/4/2010)	-0.0073 (0.9336)	-0.0025 (0.9836)	0,0645 (0,7030)
D5 (13/5/2010)	-0.0199 (0.8197)	0.0920 (0.4520)	0,3859* (0,0238)
D6 (11/8/2011)	-0.0089 (0.9186)	-0.1206 (0.3247)	0,0479 (0,7770)
D7 (27/10/2011)	-0.2519*** (0.0044)	-0.1811 (0.1400)	0,5574*** (0,0012)
D8 (22/12/2011)	0.1456* (0.0964)	0.2359* (0.0552)	0,1719 (0,3103)
D9 (1/3/2012)	-0.1994* (0.0234)	-0.1831 (0.1357)	0,0539 (0,7500)
R <sup>2</sup>	0.1118	0.0702	0,1151
R <sup>2</sup> corregido	0.0521	0.0077	0,0557

\*\*\*y\*\* representan significatividad a los niveles habituales de 10, 5 y 1%

<sup>a</sup> Como se indica en el texto, cuando controlamos por dos *outliers*, 1/12/2011 y 26/7/2011 ambos en España, D7 y D9 se vuelven significativos al 90% de confianza

Fuente: Elaboración propia.

Las subastas de VLTRO a más largo plazo en general carecieron de efecto, salvo dos de ellas, en octubre de 2011 y la segunda subasta a tres años en marzo de 2012 (aunque no se muestran significativas a dos días, cuando se controla dos *outliers* que aparecen en esta especificación, se vuelven significativas al 10% de confianza) pero el efecto se disipa en ambos casos tras una semana. Por tanto, el efecto a corto plazo de las subastas a más largo plazo es, o bien no significativo, o bien no persistente. Como máximo, tiene lugar un efecto transitorio lo que permite cuestionar la eficacia del *carry trade* para reducir de forma consistente y duradera las primas de riesgo. No obstante, el *carry trade* sí podría tener un efecto indirecto beneficioso sobre las primas: al mejorar los balances bancarios, mejorarían sus fundamentales, el valor de sus acciones y como hemos visto previamente ello tendría un efecto reductor sobre las primas de riesgo pero esa mejora resultaría de su mantenimiento a largo plazo para aprovechar la diferencia entre el tipo de interés de los bonos gubernamentales y al tipo fijo de las *Main Refinancing Operations* (MRO). En cambio, a corto plazo, según han señalado Acharya y Steffen (2013), el *carry trade* habría supuesto un empeoramiento de los balances bancarios.

#### B. Análisis del efecto a L/P de las medidas de política monetaria del BCE

Mostramos en parte superior de la tabla 6 las matrices de probabilidades de transición entre diferentes estados de la naturaleza y en la parte inferior los resultados de la



volatilidad normalizada estimada a través del SWARCH en dichos estados para España e Italia.

**Tabla 6.- Matriz de probabilidades de transición entre los tres estados de la naturaleza en España definidos en un SWARCH.**

Matriz de probabilidades de transición	España			Italia		
	<i>Baja</i>	<i>Media</i>	<i>Alta</i>	<i>Baja</i>	<i>Media</i>	<i>Alta</i>
<i>Baja</i>	0.968	0.032	1.27e-5	0.985	0.015	1.28e-12
<i>Media</i>	0.028	0.956	0.015	0.013	0.948	0.039
<i>Alta</i>	0.007	0.033	0.960	3.98e-10	0.088	0.912
Parámetros de volatilidad implícita cambiantes de Markov						
Resultado	0,0522	0,1051	0,2201	0,0363	0,0758	0,1987
Resultado normalizado	1	2,01	4,22	1	2,09	5,47

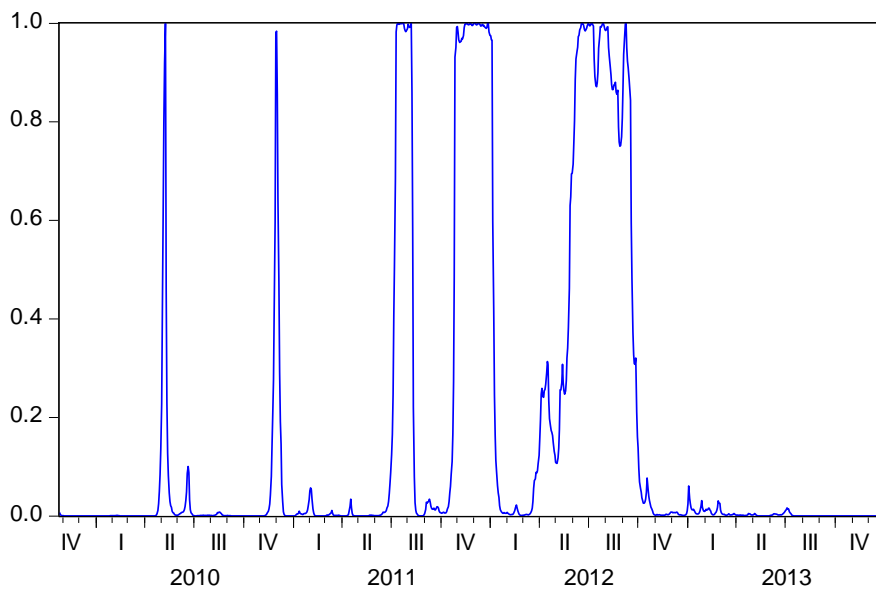
Fuente: Elaboración propia.

Podemos extraer de esta tabla dos conclusiones. En primer lugar la volatilidad en el estado del mundo donde ésta es más alta es más de cuatro veces superior al de un estado de baja volatilidad en España y más de cinco veces en Italia. En segundo lugar, cuando las primas de riesgo se encuentran en un estado de la naturaleza tienden a permanecer en él ya que la diagonal de la matriz de probabilidades de transición es cercana a la unidad. Por tanto, es necesario un fuerte *shock* para que se produzca un cambio entre estados.

Las figuras 2 y 3 muestran la probabilidad suavizada de alcanzarse el régimen de mayor volatilidad. Ambos gráficos son muy similares, salvo en la parte final, lo cual se explica por la tensión adicional sobre los mercados italianos derivada de las elecciones generales de febrero de 2013.

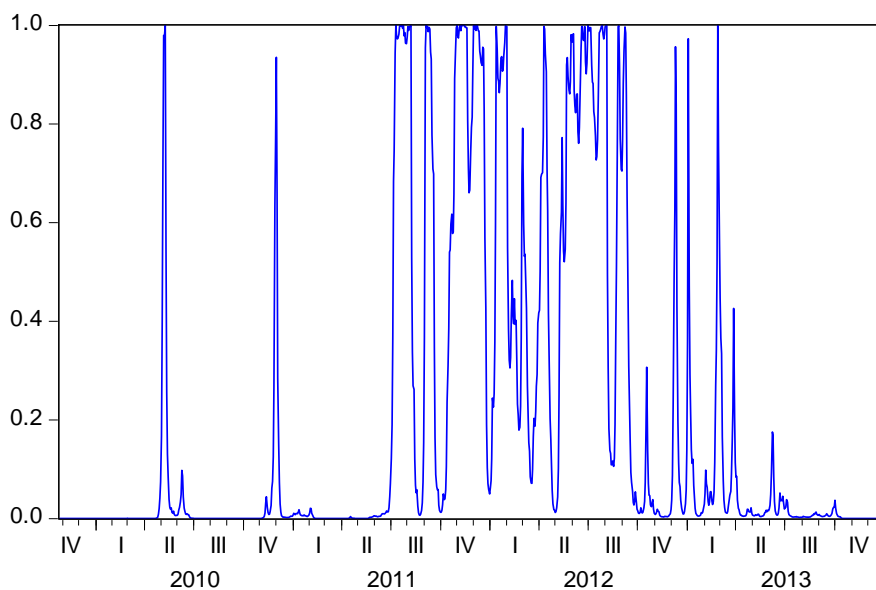
A partir de estos gráficos podemos describir la situación en los mercados de deuda soberana y el impacto de la política monetaria del BCE sobre la volatilidad. En primer lugar, los mercados de deuda italiano y español alcanzan un nivel de alta volatilidad en mayo de 2010, pero es efímero, debido al anuncio de puesta en marcha del SMP. El rescate público de los bancos irlandeses da lugar a que a finales de 2010 las primas vuelvan a encontrarse, con alta probabilidad, en el estado de mayor volatilidad. De junio a agosto de 2011 las primas de riesgo española e italiana tenían probabilidad unitaria de encontrarse en el estado de alta volatilidad, pero la reanudación del SMP devolvió la tranquilidad durante unos meses, pero la situación en Italia, que forzó la dimisión del primer ministro italiano Silvio Berlusconi, y las sucesivas caídas de *rating* de los países bajo la crisis de deuda soberana dio lugar a que se alcanzara de nuevo un alto estado de volatilidad a finales de 2011.

**Figura 2.- Probabilidad suavizada de que la prima de riesgo española se encuentre en el régimen de mayor volatilidad según el modelo cambiante de Markov.**



Fuente: Elaboración propia.

**Figura 3.- Probabilidad suavizada de que la prima de riesgo italiana se encuentre en el régimen de mayor volatilidad según el modelo cambiante de Markov.**



Fuente: Elaboración propia.

Desde abril de 2012, cuando España solicitó el rescate financiero para sus entidades bancarias, hasta septiembre de 2012, cuando se anunciaron las especificaciones técnicas de la OMT el estado del mundo de alta volatilidad tenía probabilidad unitaria. Desde entonces estados de alta volatilidad sólo se alcanzan en períodos concretos (alrededor de las elecciones de febrero de 2013 en Italia, por ejemplo). Concluimos por tanto que los anuncios relacionados con la SMP eran capaces de calmar momentáneamente los mercados y reducir la volatilidad en los mercados de deuda soberana pero el efecto se diluía en pocos meses; en cambio la puesta en marcha de la OMT trajo consigo una reducción persistente de la volatilidad y logró calmar a los mercados. Por tanto, sólo cuando el BCE se comprometió a actuar como prestamista de última instancia para los Estados el riesgo percibido por los inversores disminuyó.

La estimación de las ecuaciones 6 y 7 se presenta en la tabla 7.

**Tabla 7.- Estimación del efecto del SMP sobre las primas de riesgo.**

	<i>España (1)</i>	<i>España (2)</i>	<i>España (3)</i>	<i>España (4)</i>	<i>Italia (1)</i>	<i>Italia (2)</i>	<i>Italia (3)</i>	<i>Italia (4)</i>
<i>C</i>	0.0218 (0.279)	-0.0001 (0.969)	0.0320 (0.1690)	0.0107 (0.5719)	0.0135 (0.430)	-0.0021 (0.874)	0.0256 (0.216)	0.0080 (0.718)
<i>Creac</i>	-0.0273*** (0.000)	-0.0289*** (0.000)			-0.0210*** (0.000)	-0.0209*** (0.000)		
<i>dVix</i>			0.0187*** (0.003)	0.0169*** (0.006)			0.018** (0.015)	0.016** (0.027)
<i>smp</i>	-5.78e-6 (0.644)	1.42e-5*** (0.000)	-4.72e-6 (0.7205)	1.60e-5*** (0.0117)	-7.21e-6 (0.489)	7.97e-6 (0.128)	-2.88e-6 (0.791)	1.41e-5*** (0.002)
<i>Dummy1</i>		-0.3316*** (0.000)		-0.533*** (0.000)		-0.2157** (0.016)		-0.4038*** (0.000)
<i>Dummy 2</i>		-1.5185*** (0.000)		-1.413*** (0.000)		-1.1589*** (0.000)		-1.1794*** (0.000)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,2711	0,5438	0,0515	0,2964	0,2734	0,5039	0,045	0,2218
<i>R<sup>2</sup> corregido</i>	0,2595	0,5290	0,0369	0,2735	0,2618	0,4878	0,030	0,1964

\*\*\*y\*\* representan significatividad a los niveles habituales de 10, 5 y 1%  
Fuente: Elaboración propia.

Las columnas 1 y 2 para España e Italia muestran la estimación con la tasa de crecimiento de las acciones como variable de control, la *smp* como variable independiente y, en la columna 2, dos dummies representativas del efecto anuncio. Las columnas 3 y 4 son análogas, sustituyendo la tasa de crecimiento de las acciones por la variación del índice VIX. La variable de riesgo elegida, la tasa de crecimiento de las cotizaciones o la variación del índice VIX, es significativa al 1%. La variable SMP no es significativa, pero tiene el signo correcto, cuando no controlamos por los dos anuncios relacionados con la medida; cuando lo hacemos, en las columnas 2 y 4, los anuncios son significativos (salvo en la columna 2 para Italia) y la variable SMP cambia su signo. Por tanto, el único efecto reductor de la SMP fue en los dos anuncios del 10 de mayo de 2010 y 8 de agosto de 2011, y el hecho de que exista un signo negativo cuando no controlamos por las variables dummy parece indicar que el efecto de éstas es persistente.

A continuación, valoramos el efecto de la OMT mediante la construcción de los contrafácticos. En primer lugar, la tabla 8 ofrece el resultado de la estimación de las ecuaciones 8 y 9 para ambos y las figuras 4 y 5 los contrafácticos. La estimación "Base" reproduce la estimación de la ecuación 8 y la "Extended" la misma estimación pero añadiendo el crecimiento de los activos netos del gobierno acumulado desde el cuarto trimestre de 2009, cuando se inicia la crisis de deuda soberana, y la conjunta, para el período previo a la crisis. La estimación de la ecuación 9, que estima la ecuación del escenario 1 considerando sólo el período previo a la crisis, aparece en la columna "Long run".

**Tabla 8.- Estimación de la influencia de los fundamentales sobre las primas de riesgo**

	ESPAÑA		ITALIA			
	Base	Extended	<i>C</i>	Base	Extended	Long Run
<i>C</i>	0.0747 (0.133)	-0.0193 (0.630)		-0.0106 (0.748)	-0.0130 (0.771)	<i>C</i> -0.0050 (0.413)
<i>Creac</i>	-0.0124*** (0.002)	-0.0107*** (0.000)	<i>creacc</i>	-0.0100*** (0.001)	-0.0093*** (0.001)	<i>Creac</i> -0.0005 (0.399)

<i>Difpiib(-1)</i>	-0.0768*** (0.008)	-0.0227 (0.3208)	<i>Difpiib(-3)</i>	-0.1394 (0.056)*	-0.1142* (0.074)	<i>Difpiib(-1)</i>	-0.0011 (0.866)
<i>Difgob(-2)</i>	0.0128* (0.085)	0.0094* (0.068)	<i>Difgob(-1)</i>	-0.0126 (0.157)	-0.0141 (0.150)	<i>Difgob(-1)</i>	0.0045** (0.025)
<i>Dbe(-1)</i>	-0.003 (0.476)	-0.0047 (0.197)	<i>Dbe(-3)</i>	-0.0088 (0.052)*	-0.0047 (0.464)	<i>Dbe(-1)</i>	-0.0025*** (0.003)
<i>Difin(-1)/(-2)</i>	-0.0346 (0.192)	0.0342 (0.189)	<i>Difin(-3)</i>	-0.0555 (0.090)*	-0.0543* (0.057)	<i>Difin(-1)</i>	-0.0016 (0.707)
<i>Acnet(-2)</i>		0.008*** (0.000)	<i>Acnet(-2)</i>		0.0455* (0.062)		
<i>R cuadrado</i>	0.4991	0.6424	<i>R cuadrado</i>	0.4247	0.4560	<i>R cuadrado</i>	0.207
<i>R Cuadrado corregido</i>	0.4447	0.5947	<i>R cuadrado corregido</i>	0.3608	0.3859	<i>R cuadrado corregido</i>	0.147

\*,\*\*y\*\*\* representan significatividad a los niveles habituales de 10, 5 y 1%

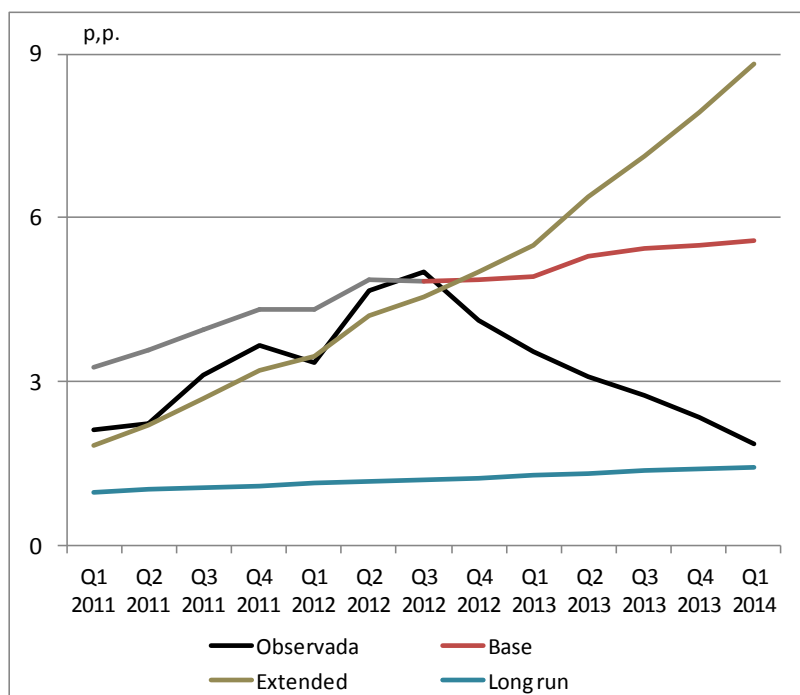
Fuente: Elaboración propia.

La sensibilidad de los mercados a los fundamentales de la economía española: tanto el diferencial del crecimiento del PIB con respecto a Alemania como de los activos netos respecto al mismo país son significativos, así como la tasa de variación de las cotizaciones bancarias. En cambio, no ocurre así con la italiana, que cuenta con la evolución del sector financiero como variable explicativa más importante, y la evolución del PIB en el primer escenario.

La línea "Base" de las figuras 4 y 5 nos permiten concluir que, sin la OMT, la prima de riesgo española casi habría alcanzado los 600 puntos básicos en el primer trimestre de 2014 y la italiana se habría mantenido ligeramente por debajo de los 500 puntos básicos. En la estimación "Extended", según la cual los inversores atendían a la evolución de la solvencia de los Estados desde que comenzara la crisis de deuda soberana en función del deterioro en sus activos netos, la variable que refleja esa percepción es muy significativa, así como la variación puntual de los activos netos del gobierno y la tasa de variación de las cotizaciones para España; en el caso de Italia, es significativa al 10% , así como el PIB y la inflación, y la variación en las cotizaciones son significativas al 1%.

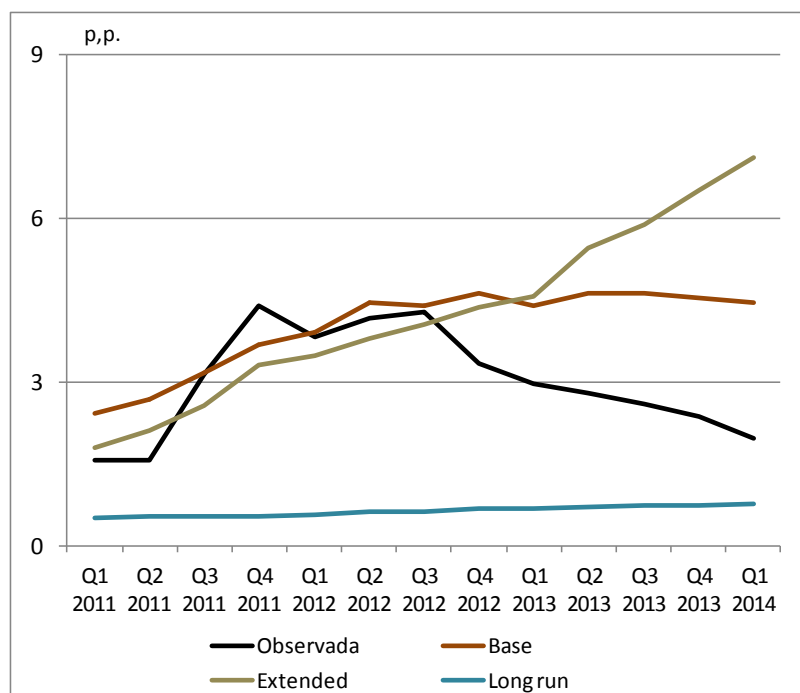
Las figuras 4 y 5 muestran qué habría ocurrido en ese caso. De acuerdo a la línea "Extended", asumiendo sólo que los inversores atendieran a los fundamentales durante la crisis de deuda soberana el comportamiento de las primas de riesgo habría acabado por ser explosivo, acercándose la prima española a los 900 pb en el primer trimestre de 2014 y la italiana se situaría por encima de los 700 pb.

#### **Figura 4.- Evolución de la prima de riesgo española si la OMT no hubiera tenido lugar.**



Fuente: Datastream, Elaboración propia.

**Figura 5.- Evolución de la prima de riesgo italiana si la OMT no hubiera tenido lugar.**



Fuente: Datastream, Elaboración propia.

La tabla 8 recoge la estimación de la ecuación 8, que estudia la influencia de los fundamentales sobre las primas en el período previo a la recesión.

Finalmente, cuando analizamos la evolución esperada de las primas como si se hubiera mantenido el período expansivo anterior, el endeudamiento del país a través de la cuenta

corriente y el empeoramiento de la solvencia del Estado eran los fundamentales que determinaban los movimientos de la prima de riesgo. Obsérvese que además, sus coeficientes presentan un valor muy inferior a los estimados previamente: la sensibilidad de los inversores a la evolución de los fundamentales es inferior cuando las economías se encuentran creciendo. Las figuras 4 y 5 muestran la evolución que habrían seguido las primas de riesgo de no haber mediado la crisis de deuda soberana. Bajo la etiqueta "Long Run", se nos muestra que el valor observado de las primas de riesgo estaría convergiendo al valor de las primas predicho por el modelo.

Por tanto, varias son las conclusiones que cabe extraer: en primer lugar, las primas de riesgo se habrían mantenido muy por encima del nivel al que se encontraban en el tercer trimestre de 2012 en el primero de 2014 de no haber mediado la OMT, entre 300 y 600 pb, dependiendo de la especificación; en segundo lugar, el contrafáctico "Extended" señala que desde principios de 2013 la sensibilidad de los inversores a los fundamentales habría sido tal que el crecimiento de las primas habría sido no lineal a partir de entonces en el tiempo y, finalmente, que la OMT además de contener los dos hechos anteriores dio lugar a que la evolución de las primas fuera la que habría tenido lugar en una economía sana. Estos resultados son conservadores, ya que al analizar únicamente la sensibilidad de los inversores a los fundamentales estamos dejando de lado el componente especulación, que muy probablemente habría precipitado los acontecimientos, y estamos suponiendo que los fundamentales y el valor de las cotizaciones no se habrían visto afectados por la OMT, en cuyo caso la evolución de las primas habría sido aún más desfavorable.

## **5. Conclusiones**

En este artículo analizamos la política monetaria del BCE para acabar con la fragmentación de los mercados de deuda pública.

En primer lugar, los anuncios de política monetaria convencional no fueron efectivos en reducir las primas de riesgo, mientras que aquellos anuncios no convencionales relacionados con medidas de compra de activos sí lo fueron. Las subastas a más largo plazo no tuvieron un efecto significativo en reducir las primas de riesgo cuando se llevaban a cabo.

En segundo lugar, hemos analizado los efectos a largo plazo de estas medidas. La SMP logró reducir la volatilidad pero sólo momentáneamente y su efecto reductor se limita a los anuncios relacionados con esta política. Por otro lado, la OMT fue efectiva en reducir de forma persistente la volatilidad y, de no haberse aplicado, las primas de riesgo se situarían en valores más elevados que los actuales.

## **6. Bibliografía**

Acharya, V., and Steffen, S. (2013): "The "greatest" carry trade ever? Understanding eurozone bank risks", *National Bureau of Economic Research*, N° 19039.

Aizenman, J., Hutchison, M., and Jinjarak, Y. (2013): "What is the risk of European sovereign debt defaults? Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk", *Journal of International Money and Finance*, 34, 37-59.

Altavilla, C., Giannone, D., and Lenza, M. (2014): "The Financial and Macroeconomic Effects of the OMT Announcements", *Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF)*, N° 352.

Attinasi, M., Checherita-Westphal, C., and Nickel, C (2009): "What explains the surge in euro area sovereign spreads during the financial crisis of 2007-09", *Public Finance and Management*, 10(4), 595-645.

Bahegot, W. (1962): *Lombard Steet: A description of the monetary market homewood*. Edited by Richard D. Irwin, Illinois.

Bauer, M. D., and Rudebusch, G. D. (2013): "The signaling channel for Federal Reserve bond purchases" , *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series*, 21.

Beirne, J., and Fratzscher, M. (2013): "The Pricing of Sovereign Risk and Contagion during the European Sovereign Debt Crisis", *ECB Working Paper Series N° 1625*.

Belke, A. (2012): "Three years LTRO: a first assesment of a non-standard policy measur", *European Parliament, Directorate general for internal policies*, available at <http://www.europarl.europa.eu/document/activities/cont/201204/20120423ATT43715/20120423ATT43715EN.pdf>

Buiter, W., and Rahbari, E. (2012): "The European Central Bank as lender of last resort for sovereigns in the eurozone", *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 50(s2), 6-35.

Caceres, C., Guzzo, V., and Segoviano, M. A. (2010): "Sovereign spreads: Global risk aversion, contagion or fundamentals?", *International Monetary Fund: Monetary and Capital Markets Department*.

Caporale, G. M., and Girardi, A. (2013): "Fiscal spillovers in the euro area", *Journal of International Money and Finance*, 38, 84-101.

Caporin, M., Pelizzon, L., Ravazzolo, F., and Rigobon, R. (2013): "Measuring sovereign contagion in Europe", *National Bureau of Economic Research*, N°18741.

Comisión Europea (2010): "Informe sobre estadísticas de deuda y déficit del gobierno griego"

De Grauwe, P. (2013): "The European Central Bank as lender of last resort in the government bond markets", *CESifo economic studies*, 59(3), 520-535.

De Pooter, M., Martin, R.F. y Pruitt, S. (2012): "The effects of official bond market intervention in Europe", *Federal Reserve Board of governors*, available at

[http://www.efmaefm.org/0EFMAMEETINGS/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2013-Reading/papers/EFMA2013\\_0533\\_fullpaper.pdf](http://www.efmaefm.org/0EFMAMEETINGS/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2013-Reading/papers/EFMA2013_0533_fullpaper.pdf)

Doran, D., Dunne, P., Monks, A. y O'Reilly, G. (2013). "Was the securities market programme effective in stabilizing irish yields?", *Research technical Paper*, Central Bank of Ireland, available at <https://www.centralbank.ie/publications/Documents/07RT13.pdf>

Eser, F. y Schwaab, B. (2013): "The yield impact of central bank asset purchases: the case of ECB's Securities Market Programme", *European Central Bank Working Paper Series*, 1587.

Falagiarda, M., & Reitz, S. (2013): "Announcements of ECB unconventional programs: Implications for the sovereign risk of Italy", *Kiel Working Paper*, 1866.

Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., and Sack, B., (2011): "The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases," *International Journal of Central Banking*, Vol. 7(1), pp. 3–43.

Gerlach, S. and Schulz, A. and Wolff, G. (2010): "Banking and Sovereign Risk in the Euro Area", *CEPR Discussion Papers 7833*, C.E.P.R. Discussion Papers.

Ghysels, E., Idies, J., Manganelli, S. and Vergata, O. (2012): "A high frequency assesment of the ECB Securities Market Programme", *European Central Bank Working Paper Series*, 1642.

González-Páramo, J. M. (2012): "The ECB and the Sovereign Debt Crisis," *Revista Moneda y Crédito*, 234, pp 263-280.

Hamilton, J.D. (1990): "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime", *Journal of Econometrics* 45, 39-70.

Hamilton, J.D. and Susmel, R. (1994): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime", *Journal of Econometrics* 64, 307-333.

Lane, P. R. (2012): "The European sovereign debt crisis. The Journal of Economic Perspectives," 26(3), 49-67.

Krishnamurthy, A. and Vissing-Jorgensen, A. (2011): "The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy," *Brooking Papers on Economic Activity*, 43(2): pp. 215–287.

Nelson, R., Belkin, P., Mix, D., Weiss, M. (2012): "The Eurozone crisis: Overview and Issues for Congress," available at <http://www.fas.org/sgp/crs/row/R42377.pdf>

Overbeek, H. (2012). Sovereign debt crisis in Euroland: root causes and implications for European integration. *The International Spectator*, 47(1), 30-48.



Pedroni, P. (2004): "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric theory*, 20(03), 597-625.

Schuknecht, L., Von Hagen, J. and Wolswijk, G. (2011): "Government risk premiums in the bond market revisited: the impact of the financial crisis", *European Journal of Political Economy*, 27(1), 36-43.