



Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Maestría en Economía

Tesis final

“LOS PREMIOS AL RIESGO SOBERANOS Y SUBSOBERANOS EN UN
ENTORNO DE FEDERALISMO FISCAL DIFUSO: EL CASO DE ESPAÑA.”

Director:

Dr. Martín Grandes

Alumno:

Bolis Wilson, Matías

Cohorte 2011

Presentación: junio 2014

Contenido

1. Introducción	4
2. Revisión de la literatura y marco institucional.....	9
2.1. Antecedentes	9
2.2. Los riesgos de default soberanos y sub-soberanos, y su respectivo premio al riesgo.....	11
2.3. Antes y después del establecimiento de la Eurozona: el Tratado de Maastricht, el federalismo fiscal y el comportamiento de los <i>spreads</i>	13
2.4. El federalismo fiscal español	16
2.5. Existencia, determinantes de los <i>bailouts</i> en España y transferencias intergubernamentales.....	18
3. Análisis empírico	22
3.1. Metodología	22
3.2. Especificación del modelo	26
3.3. Cointegración y modelo de corrección de errores.....	30
3.4. Presentación de las series estadísticas	31
3.4.1. Cotización de los <i>spreads</i>	31
3.4.2. Tiempo de maduración	34
3.4.3. Ratings.....	34
3.4.4. Deuda-PBI.....	37
3.4.5. Euribor:.....	39
3.4.6. Eonia (Euro OverNight Index Average)	40
3.4.7. Tasa forward.....	40
3.4.8. Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index (VIX)	40
3.4.9. Euro Stoxx 50 Volatility (VSTOXX)	41
3.4.10. Premio a la liquidez	42
3.4.11. Volatilidad de la tasa	42
3.4.12. Otras medidas de volatilidad y liquidez	43
3.4.13. Indicador de sentimiento económico	44
3.4.14. Series ponderadas y ponderador:	45
3.4.15. Tests de raíz unitaria	45
3.4.16. Estadística descriptiva de las series	46
4. Resultados empíricos	47
4.1. Análisis comparativo de las series.....	47
4.2. Empinamiento de la curva.....	50
4.3. Los efectos de la crisis en la liquidez.....	51

4.4. Resultados econométricos	53
4.4.1. Los resultados estructurales	53
4.4.2. Los resultados individuales	62
5. Conclusiones.....	63
6. Referencias y bibliografía	68
7. Anexos	75
ANEXO 1: RESULTADOS TEST DICKEY-FULLER.....	75
ANEXO 2: JOHANSEN ESTRUCTURAL Y TEST SOBRE RESIDUOS	76
Test de cointegración Johansen Soberano ESTRUCTURAL	76
Test de cointegración Johansen Sub-soberano ESTRUCTURAL	76
Residuos ecuación estructural soberano	77
Residuos ecuación ESTRUCTURAL sub-soberano.....	77
ANEXO 3: JOHANSEN Y RAÍCES VEC SOB Y SUBSOB SOLOS	78
ANEXO 4: ENGLE-GRANGER SPREAD SOBERANO	79
ANEXO 5: COINTEGRACIÓN DE <i>SPREADS</i> Y <i>RATINGS</i> INDIVIDUALES	80
ANEXO 6: IMPOSICIÓN DE RESTRICCIIONES VEC ESTRUCTURAL <i>SPREADS</i> SOLOS	82

1. Introducción

Este trabajo investiga el comportamiento de los premios al riesgo o *spreads*¹ sub-soberanos con respecto al comportamiento de los soberanos, en un entorno de federalismo fiscal difuso, tomando como caso de estudio a España, con el fin de determinar si los inversores discriminan o no los distintos riesgos crediticios en función de los diferentes niveles de gobierno frente a un shock exógeno, en este caso, la crisis de deuda desatada a partir de la crisis *sub-prime* en los Estados Unidos en 2008. Dada la existencia probada de un federalismo fiscal difuso en España (Sorribas-Navarro, 2010), debido a la interrelación financiera entre las comunidades autónomas y el gobierno central, i.e. la transferencia de recursos financieros intergubernamentales, se busca investigar la interrelación en la determinación de los premios al riesgo soberanos y sub-soberanos en este entorno de interdependencia fiscal. A partir de los resultados empíricos, también se busca evaluar las condiciones bajo las que se comportaron los mercados financieros a partir de un shock exógeno, frente a determinadas especificidades de la Eurozona referida a ciertas rigideces estructurales (Obstfeld y Rogoff, 1995; Sarno y Taylor, 2002; Gandolfo, 2001).

Schuknecht et al. (2008, 2010) muestran que su hipótesis de que el desempeño fiscal es el principal *driver* para la evaluación de los riesgos soberanos y sub-soberanos por parte del mercado, antes de la crisis de deuda europea, se cumple tanto para los gobiernos soberanos como para los sub-soberanos, en los casos de Alemania, Canadá y España. En este sentido, en un entorno de federalismo fiscal estricto, los *spreads* (o *pricing* del riesgo) de los distintos niveles de gobierno deberían ser diferenciados en función de ese desempeño fiscal, y los distintos instrumentos de deuda no serían sustitutos perfectos. La cláusula del tratado de Maastricht, en la que explícitamente los países firmantes se comprometieron a no rescatar financieramente a los estados sub-soberanos, debería apuntalar la hipótesis de que el federalismo fiscal en España es estricto. Sin embargo, Sorribas-Navarro (2010), muestra que el federalismo fiscal en España, a pesar de la cláusula del tratado de Maastricht mencionada, tiene flujos de transferencias fiscales entre los distintos niveles de gobierno con bastante discrecionalidad, incluso las que estrictamente son denominadas como no discrecionales, lo que prueba que el federalismo fiscal español tiene propiedades para ser considerado difuso. En este sentido, los instrumentos de deuda de los distintos niveles de gobierno ya no deberían evaluarse de manera independiente, sino que habría que tener en cuenta la interdependencia de ingresos entre estos diferentes niveles de gobierno, lo que haría tender a igualar el *pricing* de los riesgos, o a estabilizar la relación entre ellos, por aumento del riesgo del gobierno central que está rescatando parcial o totalmente a los gobiernos sub-nacionales, y por la correspondiente disminución del riesgo del gobierno rescatado. della Paolera y Grandes (2012) muestran que para Argentina, el mercado evaluó el riesgo de los distintos niveles de gobierno como similares hasta antes de la crisis de deuda de 2001/2002, cuando separó los *spreads* provinciales de los de la nación, aun habiendo una cláusula explícita de rescate, lo que finalmente terminó ocurriendo. Así, siguiendo a Sorribas-Navarro (2010) que da por probado el carácter difuso del federalismo fiscal español, este trabajo busca evaluar, primero, la interrelación y sentido de causalidad de los premios al riesgo de la deuda de los bonos

¹ Como definición estándar se entiende que es la diferencia entre la tasa pagada por un bono considerado de riesgo cero y el bono analizado, igualando los plazos de madurez.

soberanos y de los sub-soberanos dada la indefinición del federalismo fiscal español, esto es: dada esta interdependencia fiscal entre los distintos niveles del gobierno español, ¿la refleja el mercado en el *pricing* que hace del riesgo de *default* de los distintos emisores?; segundo, los determinantes individuales de cada uno de los gobiernos sub-soberanos seleccionados y del gobierno central.

La existencia de un compromiso explícito de no rescate fiscal (*bailout*) por parte del gobierno central a los sub-nacionales (Tratado de Maastrich, 1992) junto a las transferencias discrecionales y no-discrecionales² (Sorribas-Navarro, 2010) en función de determinadas condiciones económicas y sociales de las comunidades autónomas (CA), hace que el federalismo fiscal español se torne ciertamente difuso, con la consecuente interdependencia fiscal entre el gobierno central y las comunidades autónomas. Así, se sigue la línea de investigación aplicada para la Argentina en el período 1997-2001 por della Paolera y Grandes (2012) cuya hipótesis principal es que la percepción que los agentes tienen sobre la interdependencia fiscal implícita entre los distintos niveles de gobierno, en un entorno de federalismo fiscal difuso, se manifiesta una vez que el shock exógeno se ha producido. Sin embargo, una diferencia importante con respecto al caso argentino es que el rescate efectuado en este último del gobierno central a las provincias fue una vez producida la crisis de deuda, cuyo compromiso estaba establecido previa y explícitamente a través de la creación del Fondo Fiduciario para el Desarrollo Provincial³. En el caso español, los rescates llegan a través de transferencias discrecionales o no-discrecionales del gobierno central al de las comunidades autónomas (Sorribas-Navarro, 2010), pero cuyo rescate explícito está claramente limitado por el tratado de Maastricht (1992).

El principal aporte de este trabajo, es la evaluación conjunta a través de dos metodologías diferentes (Engle-Granger y Johansen) de la vinculación entre los *spreads* soberanos y sub-soberanos dado el federalismo fiscal difuso en el caso español, y de la determinación del sentido de causalidad a través del testeo de la exogeneidad en sentido débil (Engle, Hendry y Richard, 1983; Enders, 2010), que provee la metodología VEC.

Además, se realiza la incorporación a los modelos de cálculo de los premios al riesgo de los bonos soberanos y sub-soberanos de Levy Yeyati-González Rozada (2008) y della Paolera-Grandes (2012), de las condiciones de liquidez de cada emisión a través de la incorporación del diferencial entre el precio de compra y de venta (Fleming, 2003), del *Economic Sentiment Index* como *proxy* de las expectativas sobre el futuro de la economía, y del tiempo restante al vencimiento como variable de control (*time to maturity*). Además, como *proxy* de las condiciones económicas fundamentales de cada estado nacional y sub-nacional, se ensayaron regresiones con los *ratings*, pero, a su vez, también se corrieron regresiones con la relación *stock* de deuda-PBI.

² Como se verá más adelante, en las conclusiones de Sorribas-Navarro, se consideran a las transferencias que, en principio, son no-discrecionales como rescates implícitos dado que, a pesar de que están determinados por fórmula, la negociación periódica de esas fórmulas somete a las transferencias a cierta discrecionalidad política de salvataje.

³ El FFDP fue creado a través del decreto 286/95 y garantizaba el rescate por parte del gobierno nacional de aquellas provincias que habían emitido deuda en forma de bonos, bonos del tesoro provincial o, directamente, habían tomado líneas de crédito.

La incorporación de la metodología VAR/VEC para tomar simétricamente a todas las variables como medio de robustez, dada la profunda interrelación entre ellas en la compleja estructura de los mercados financieros y de la macroeconomía, permite evaluar la interrelación entre los *spreads* de los distintos niveles de gobierno, pregunta fundamental del trabajo, y para posibilitar la introducción de rezagos y del mencionado testeo de la exogeneidad en sentido débil.

A su vez, se extendió el análisis de Schuknecht, et al. (2008, 2010) y el de della Paolera y Grandes (2012), el primero en sentido temporal y el segundo en el caso de estudio.

En el caso de la Eurozona es especialmente importante el mecanismo por el cual, dada una débil disciplina fiscal, los diferenciales de los costos de endeudamiento se tornan crecientes, ya que los países ya no pueden monetizar esos desequilibrios fiscales a través de inflación y licuación de deuda. Este caso es interesante porque iguala estructuralmente al caso de los Estados sub-soberanos en una federación fiscal: ellos han cedido la autonomía monetaria al gobierno central, pero no la fiscal, como es el caso de la Argentina, especialmente en el período de la convertibilidad en el que la política monetaria había establecido un *hard peg*.

Los efectos potenciales que tienen las distintas percepciones de riesgo de *default* sobre los rendimientos de las emisiones de deuda pública, sea soberana o sub-soberana, y, por lo tanto, en el costo de financiamiento de esta deuda, es un tema fundamental en el estudio económico por sus implicancias de crecimiento a largo plazo de una economía. Es, así, un tema de importancia para los hacedores de política económica y para los propios agentes económicos que buscan invertir sus ahorros en el mercado de renta fija.

Si los rendimientos soberanos y sub-soberanos no tienden a igualarse ante la existencia de *bailouts*, i.e. los mercados no perciben la transferencia de riesgo entre los distintos niveles de gobierno, el inversor de deuda soberana está recibiendo una tasa de rendimiento menor con respecto al riesgo real de default y, a su vez, el inversor de deuda sub-soberana está recibiendo un rendimiento mayor con respecto al riesgo de default correspondiente. En otras palabras, existiría una transferencia de riesgo de los gobiernos sub-soberanos rescatados al gobierno central sin la correspondiente transferencia del premio al riesgo. Si los mercados de activos de renta fija percibieran esta transferencia de riesgo, los precios de los bonos sub-soberanos deberían subir porque el mercado los comienza a comprar, y su rendimiento, bajar, dado que serían percibidos como baratos con respecto al riesgo. De forma contraria, los bonos soberanos deberían percibirse como caros con respecto al riesgo que contienen y su precio debería bajar porque el mercado los vende, y su rendimiento, por ende, debería subir.

De acuerdo a la hipótesis de disciplina de mercado (Schuknecht et al., 2008), los *spreads* de las deudas soberanas y sub-soberanas con respecto a una emisión de deuda que pueda considerarse libre de riesgo, i.e., un adecuado *benchmark*, funcionan como una señal de sustentabilidad de política fiscal del emisor⁴.

⁴ Hayek (1945) postula que existe un cuerpo importante pero desorganizado de conocimiento, determinado en circunstancias particulares de tiempo y lugar. Maloney y Mulherin (2003) agregan que, a través del estudio del accidente del Challenger, el mercado de activos financieros es el vehículo para amalgamar el conocimiento disperso de los individuos. Los mercados como un todo crean conocimiento

Una subvaluación del riesgo, lleva a menores costos de endeudamiento y podría incentivar el sobreendeudamiento de los gobiernos cuya disciplina fiscal es más laxa. Por el contrario, sobrevaluaciones en los premios al riesgo podrían cargar costos adicionales a gobiernos que tienen un manejo más disciplinado de sus cuentas fiscales, finalmente deteriorando su posición.

La elección del estudio del caso español se da por tres razones:

La primera es que España posee características institucionales particulares con respecto a cierta indefinición en el marco del federalismo fiscal, en particular, se encuentra en un proceso de descentralización gradual y, a su vez, existen significativas diferencias a través de las distintas regiones. Hacia el 2010, los gastos públicos de las comunidades autónomas representan aproximadamente el 40% del total de las erogaciones públicas. Las deudas de las comunidades mostraron un considerable incremento entre mediados de la década de 1980 y la primera del presente siglo, en gran parte, debido a la instauración de la Comunidad Europea y del área monetaria a partir del tratado de Maastricht, tendiente a la descentralización fiscal. A pesar de que la mayor parte de los ingresos de las comunidades autónomas provino de transferencias del gobierno central basadas en una fórmula fiscal, se evidencian transferencias discrecionales con peso específico propio. Las regiones españolas han experimentado considerables variaciones en su autonomía fiscal y se han convertido en responsables de la provisión de servicios básicos como salud y educación, aunque en distinto grado de responsabilidad entre ellas: esas diferencias entre las regiones y las variaciones intertemporales permiten identificar la existencia y los determinantes de los rescates implícitos (Sorribas-Navarro, 2010).

Segundo, la crisis desatada en Estados Unidos a partir de la explosión de la burbuja inmobiliaria, la llamada crisis *sub-prime*, permitió crear un ambiente propicio para la investigación del comportamiento de los *spreads* soberanos y sub-soberanos, sometiendo a la Eurozona a un shock externo y evidenciando las rigideces propias de la región que ha adoptado políticas monetarias del tipo *hard peg*. Dado que la actual crisis de deuda europea tiene origen en aquélla de Estados Unidos y en las características propias de la Eurozona que, dadas ciertas rigideces estructurales, la hicieron más vulnerable a este tipo de *shocks* exógenos, propiciando la difusión del *shock* a través de todas las economías de la región.

Tercero, las condiciones establecidas a partir de la entrada en vigencia de la zona monetaria, profundizaron el federalismo fiscal en Europa, aunque con algunas características más difusas en algunos casos, como el español, generan cierta analogía con el caso argentino estudiado por della Paolera y Grandes (2012). Sorribas-Navarro (2010) muestra que el gobierno central español utiliza transferencias discrecionales y, principalmente, no-discrecionales para rescatar parcialmente a los gobiernos regionales, cuya prevalencia es mayor cuando éstos encuentran

más allá de ese caos individual de los *traders* (Alchian, 1950). Maloney y Mulherin sostienen, de esta manera, que ese argumento se basa en la hipótesis de los mercados eficientes en el sentido semi-fuerte que encolumna la teoría de las finanzas corporativas. En la microestructura del mercado se define un determinado precio a partir de la interacción de los agentes, esto se sienta sobre la base de Hayek acerca del conocimiento disperso en el mercado: el precio es una señal y si la información está dispersa entre distintos agentes, el precio revela información sobre señales de muchos individuos; cuanto mejor es la señal de precios, más eficiente en cuanto a la información es el mercado.

limitada su autonomía de endeudamiento; si son responsables por la provisión de servicios públicos esenciales, como salud o educación; y cuando la posibilidad de captación regional de votantes es alta.

El trabajo recorrerá, en una primera parte, un marco teórico con la revisión bibliográfica del tema de estudio, el marco institucional de la Eurozona y del federalismo fiscal y de los determinantes de los *bailouts* en España. La segunda parte, estará dedicada al análisis empírico, es decir, a la definición de la metodología, la presentación de las series estadísticas, descripción de los problemas encontrados y la especificación del modelo con sus respectivos resultados econométricos. Por último, se desarrollarán las conclusiones finales del trabajo.

2. Revisión de la literatura y marco institucional

2.1. Antecedentes

En un entorno de federalismo fiscal y de unión monetaria, la autonomía de decisiones de política monetaria está cedida a la autoridad nacional (en el caso de una federación) o a la autoridad supra-nacional (en el caso de una unión monetaria). Sin embargo, el manejo fiscal queda descentralizado, en manos de los gobiernos respectivos. Estas son las bases del federalismo fiscal. En el caso de la Eurozona, además, existe un compromiso explícito de los países, a través del Tratado de Maastricht (1992) de que los gobiernos centrales no rescatarán fiscalmente a los estados sub-soberanos. Es necesario tomar nota con respecto a este último punto. A la fecha, no existe en la eurozona un gobierno supra-nacional que pueda proveer de un rescate fiscal a las naciones que conforman la unión monetaria. Sin embargo, ese rol lo está cubriendo, de alguna manera, el BCE a través de la aplicación de política monetaria ultra expansiva con el fin último de estimular la actividad, pero que conlleva la posibilidad de facilitar el financiamiento de los países con política fiscal más laxa. Éste sería un tema de extensión analítica para futuras investigaciones.

En este entorno estructural, la promesa de no-rescate puede ser creíble o no creíble, siempre considerando que previamente un rescate explícito no haya sido realizado, i.e. la cláusula del Tratado de Maastricht continúa vigente. Si la promesa es creíble, los inversores de renta fija realizan el *pricing* de la deuda soberana o sub-soberana exclusivamente en función del comportamiento fiscal de cada nivel estatal. Esto significa que los *spreads* soberanos y sub-soberanos son independientes y, entonces, los bonos emitidos por estos distintos niveles de gobierno no son sustitutos perfectos dado que contienen riesgos distintos, los mercados están arbitrados y asignan correctamente el premio al riesgo correspondiente a cada deuda.

Ahora, este caso plantea un problema de principal-agente para los gobiernos centrales, existiendo, potencialmente, un riesgo de *moral hazard*, que puede formularse, también, a través de la Teoría de los Juegos. Ahmad, et al. (2006), expone que la falta de disciplina fiscal de parte de los gobiernos sub-nacionales es la mayor fuente de inestabilidad macroeconómica, lo que lleva a los gobiernos centrales a tener alta propensión a rescatarlos. Esto hace que los federalismos fiscales sean más difusos de lo que parecieran ser. Sorribas-Navarro (2010) muestra que la existencia de rescates implícitos a través de transferencias de los gobiernos centrales a los sub-nacionales está determinada por factores como el tamaño de la población de la región rescatada, la posibilidad de captar votantes, si el gobierno sub-nacional es el proveedor de salud y/o educación, y según el grado de limitación de su capacidad de conseguir financiamiento. La relación entre el federalismo fiscal y el riesgo moral fue estudiada por Heppke-Falk y Wolff (2007), para el caso alemán, El trabajo se basa en el seguimiento de la misma variable que utiliza la Corte Federal Alemana para elegir a dos estados sub-nacionales para su salvataje, i.e. la relación entre pagos de intereses e ingresos fiscales. La muestra empírica señala que existe una relación positiva entre deuda-PBI de las provincias y el premio al riesgo que valúa el mercado. Sin embargo, contra intuitivamente, una alta relación pago de intereses-ingresos fiscales, muestra una importante baja de los *spreads*, lo que es interpretado como la aparición de riesgo moral en los inversores, dado que esa relación, cuanto más alta, aumenta las posibilidades de ser rescatado por el gobierno central. Rodden y Wibbels (2002),

muestran la compleja relación entre los modernos federalismos fiscales y la aplicación de política monetaria y macroeconómica por parte del gobierno central, limitando a la aplicación de política fiscal por parte de los estados sub-nacionales. En este sentido, Rodden (2002) analiza los efectos de la política fiscal y de las instituciones políticas sobre los desempeños fiscales de los estados sub-nacionales a través de datos de panel sobre los presupuestos de estos estados, hallando, principalmente, que cuando política o constitucionalmente los gobiernos centrales se ven obligados a co-financiar a los sub-nacionales, no pueden establecer compromisos serios de respetar el federalismo fiscal. En un trabajo más antiguo, Kapp (1971) realizó un análisis similar para la provincia china de Szechwan para las décadas del '20 y '30.

En este contexto, los riesgos de default tienden a igualarse, dado que la independencia entre los riesgos de los distintos niveles de gobierno se convierte en interdependencia. Ante esto, surge la cuestión de si los mercados de deuda perciben esta igualación de riesgos o no. Si los inversores perciben que se han igualado los riesgos de default, los mercados deberían mostrar un arbitraje, igualando los rendimientos entre los bonos soberanos y sub-soberanos de idéntica maduración, evidenciando la no credibilidad de la cláusula de *no-bailout*. La hipótesis de della Paolera y Grandes (2012) es que este ajuste se produce ex post o cuando la crisis de deuda es inminente, i.e. ante la elevada posibilidad de una crisis de deuda, finalmente, los inversores dejan de diferenciar el *pricing* de los distintos niveles de gobierno, por un lado, porque descubren la interdependencia fiscal entre ellos, y, por otro, dada la posible inestabilidad macroeconómica que una crisis de deuda sub-soberana podría producir en el país, finalmente los estados sub-soberanos podrían ser rescatados, impactando directamente en las cuentas fiscales del gobierno central, y transfiriendo riesgo crediticio de los niveles sub-nacionales a los nacionales. Esto implicaría la existencia de una ventana con falla de mercado mientras los mercados no arbitren.

Schuknecht et al. (2008), analizó dos períodos de tiempo: por un lado, el comportamiento de los spreads previo al establecimiento de la Eurozona en relación con el periodo de plena vigencia de la zona monetaria (1991-2005). Schuknecht llega a la conclusión de que los premios al riesgo que pagaban los gobiernos centrales de la Unión Europea reaccionaban positivamente a su nivel de endeudamiento y déficits, consistente con la hipótesis de disciplina de mercado. En el caso de los estados sub-soberanos alemanes, en especial los que recibían transferencias a través de la fórmula fiscal establecida en su sistema fiscal federal, recibían un trato más favorable por parte del mercado de bonos que las que no recibían transferencia o lo hacían en montos bien inferiores, esto, antes del establecimiento de la unión monetaria, dado que sus premios al riesgo no respondían plenamente a sus resultados fiscales. Al desaparecer esta posibilidad de recibir rescates del gobierno central con el Tratado de Maastricht, también desapareció su posibilidad de endeudarse a un costo menor en relación a su disciplina fiscal. En el caso español, Schuknecht (2008) encontró que los gobiernos regionales pagaron premios al riesgo relativos a su desempeño fiscal antes y después del establecimiento de la Eurozona. Tanto los gobiernos sub-soberanos españoles como los alemanes pagaron para endeudarse premios al riesgo más altos que sus respectivos gobiernos nacionales. Estas brechas se achicaron después del establecimiento de la zona monetaria, lo que Schuknecht interpreta como un premio a la liquidez como consecuencia del aumento del tamaño y profundidad de todo el mercado de capitales de la Eurozona. Schuknecht dice que la evidencia de su trabajo (hasta 2005) muestra que la cláusula de *no-bailout* establecida en Maastricht es creíble para

España. En principio, esto sería un indicio de que podría estar pasando que los mercados no estén evaluando correctamente los riesgos crediticios sobre las deudas soberanas y sub-soberanas, sobre la base de que el mercado no estaría percibiendo la existencia de los rescates implícitos señalados por Sorribas-Navarro (2010) a través del uso de transferencias discrecionales y no discrecionales.

Es esperable que los gobiernos sub-nacionales, de no existir *bailouts* explícitos o implícitos, paguen mayores premios al riesgo desde el momento en que tienen menor base imponible y ésta tiene mayor movilidad que la de un gobierno central, por lo que su capacidad de repago de la deuda es menor dado que depende de sus ingresos. A su vez, es probable que la liquidez de las emisiones de deuda sub-soberana sea menor a la de su par nacional, debido a razones de escala. La experiencia muestra evidencia de que, antes de la crisis de deuda de la ciudad de Nueva York en 1975, el mercado de bonos municipales o sub-nacionales no prestaba especial atención al comportamiento fiscal de estos niveles de gobierno. Sin embargo, a partir de este evento, los mercados comenzaron a cargar premio al riesgo sobre la deuda emitida por los estados sub-nacionales o las ciudades que mostraran un comportamiento fiscal que tuviera como resultado alta carga de deuda pública con respecto al producto.

Cuando no existe percepción de la igualación de riesgos por parte del mercado, dada la existencia de *bailouts*, debería verse a través de los diferenciales entre los premios al riesgo o spreads de la deuda emitida por los distintos niveles de gobierno, i.e. los bonos quedan desarbitrados ante la igualación de riesgos. Existe, así, una falla de mercado en presencia de asimetría de información, *moral hazard* y *free riding*. Los gobiernos subnacionales trasladan el mayor costo de endeudamiento ante su des manejo fiscal y los inversores de estos bonos reciben un mayor rendimiento ante un riesgo similar, i.e. existe una translación de riesgo de los gobiernos sub-nacionales a los soberanos sin el consiguiente traslado de rendimiento o premio al riesgo para los inversores. Por otra parte, la asimetría de información se evidencia entre los inversores que están posicionados en bonos sub-soberanos con mayor premio al riesgo, aunque con riesgo similar al de los inversores posicionados en deuda soberana que, en este caso, reciben un menor premio al riesgo. En este sentido aparece uno de los puntos de importancia de la investigación del tema propuesto en este proyecto, sobre lo que hay escasa literatura que lo alcance.

2.2. Los riesgos de default soberanos y sub-soberanos, y su respectivo premio al riesgo.

En el marco de federalismo fiscal, la independencia de los distintos niveles estatales se manifiesta en la distinta percepción de riesgo que tienen los administradores de activos de deuda con respecto a los activos emitidos por estos niveles de gobierno y que, entonces, no son sustitutos perfectos al mostrar *pricings* diferenciados. En un mismo país (o en una unión monetaria como la Eurozona) las economías sub-nacionales han cedido la potestad de la política monetaria al gobierno federal para asimilar los shocks externos. Dadas las condiciones compartidas entre los gobiernos sub-nacionales y el gobierno federal, los problemas generados por el shock pueden profundizarse y difundirse por toda la economía,

especialmente en el caso de la Eurozona que ha evidenciado rigideces que la hicieron vulnerable al shock producido por el estallido de la crisis *sub-prime* a finales de 2008 (Obstfeld y Rogoff, 1995; Sarno y Taylor, 2002; Gandolfo, 2001). Entonces, los activos de deuda emitidos por los gobiernos sub-nacionales, a pesar de su independencia, serían percibidos, ex post, de igual manera que si hubieran sido emitidos por el gobierno federal, dada la real posibilidad de que finalmente los gobiernos sub-nacionales sean rescatados por el gobierno federal. della Paolera y Grandes (2012), señalan que en los inversores existe la percepción de la dependencia entre los distintos niveles de gobierno, pero que esa percepción no se plasma en los spreads hasta que no se da el shock o una posibilidad cierta de una crisis de deuda, y la posibilidad de que los estados sub-nacionales sean rescatados por el gobierno central se hace más evidente.

Estas percepciones de mercado sobre el riesgo de default (aproximado a través del spread contra un bono similar considerado de riesgo cero) y sus interacciones con las políticas públicas se ha convertido en un tema dominante en países o áreas monetarias en donde el federalismo fiscal es más difuso (caso europeo actual, particularmente, en el caso de estudio: España), y en la situación, como la de Argentina, en donde los defaults de deuda pública se han repetido con recurrencia (Reinhart y Rogoff, 2004). Obstfeld y Taylor (2004), también incorporan al análisis de estas economías las fallas de mercado como el riesgo moral (en cuanto a la existencia de posibles *bailouts*), selección adversa o riesgos políticos, en cuanto a las dificultades que introducen en la eficiencia en la asignación de capital, inversión extranjera y, en el largo plazo, sus efectos sobre el crecimiento y el bienestar.

Existe abundante literatura con respecto a los determinantes de los *spreads* soberanos, como Hilscher y Nosbuch, 2010; González Rozada y Levy Yeyati, 2008; Hartelius et al., 2008; Grandes, 2007; Rowland y Torres, 2005, que determinan modelos para medir y evaluar los riesgos soberanos contrastándolos con la medición que hace el mercado a través del *pricing* de los bonos. Bernoth et al. (2006) realiza una revisión extensa sobre la literatura en este sentido. Lonning (2000) compara los rendimientos de un pequeño grupo de emisiones en marcos alemanes de 11 países de la Unión Europea con respecto al equivalente emitido por el gobierno alemán y encontró que existe una relación positiva entre los spreads y el déficit y stock de deuda, aunque esta relación no siempre es significativa. El trabajo de Lonning fue hecho para datos de mediados de los 90, antes del establecimiento de área monetaria. Balassone et al. (2004) muestra una relación positiva entre que los spreads soberanos de deuda emitida en moneda local por los países de la Unión Europea y el nivel de deuda-PBI entre 1980 y 2003, sin posibilidad, sin embargo de distinguir entre el riesgo de default y el de tipo de cambio. En esta línea, Gómez-Puig (2006) usa una versión ajustada de los spreads sobre los bonos emitidos por 10 países europeos en marcos alemanes. Dado que el análisis es previo a la moneda común, el ajuste lo realiza de tal manera de eliminar el riesgo de tipo de cambio para medir el spread puro. El trabajo muestra que los spreads aumentan a medida de que crece la deuda del país relativa a la de Alemania. Pagano y von Thadden (2004) muestran que el promedio de los diferenciales de rendimiento de los bonos a 10 años emitidos por gobiernos de la Eurozona en relación a similares del gobierno alemán están correlacionados positivamente con los ratings de los países emisores. Manganelli y Wolswijk (2007) muestran que esos spreads están sistemáticamente relacionados con el rating del país emisor. En este sentido, Afonso et al (2007) evidencia que esos ratings están fuertemente relacionados con el

manejo presupuestario del fisco. Alesina, De Broeck, Prati y Tabellini (1992), y en trabajos similares, Lemmen y Goodhart (1999) y Codogno, Favero y Missale (2003), muestran que el diferencial de rendimiento tiene una relación positiva con el nivel de deuda-PBI. Sin embargo, Heppke-Falk y Hüffner (2004) encuentran que las expectativas sobre los resultados fiscales tienen una relación positiva con los diferenciales en Alemania, Francia e Italia, pero no queda claro, según el autor, si esto refleja correctamente el riesgo soberano, desde el momento en que el riesgo crediticio de los emisores privados parece estar correlacionado con el riesgo soberano (ver también Durbin, Erik and Ng, David T., 2005). Remolona, Scatigna y Wu (2007), otorgan una interpretación de los spreads soberanos, mientras que Jeanneret (2009 y 2012) aplica un modelo con determinantes endógenos y exógenos del riesgo soberano, como principal novedad la de utilizar el desempeño accionario como percepción de los *fundamentals* de la economía y su impacto sobre las expectativas de desempeño fiscal, aunque metodológicamente le falta determinar la relación de causalidad.

2.3. Antes y después del establecimiento de la Eurozona: el Tratado de Maastricht, el federalismo fiscal y el comportamiento de los *spreads*.

El Tratado de Maastricht, firmado el 20 de julio de 1992, entró en vigencia el 11 de enero de 1993 y dinamizó el proceso de integración europea. Se modificaron todos los tratados para implementar en la Unión Europea una moneda única, i.e., la imposición del euro en la tercera fase de la Eurozona para el 1 de enero de 1999. Para garantizar el funcionamiento del mercado interior los Estados miembros deberían considerar sus políticas económicas como una cuestión de interés común y coordinarlas en el seno del Consejo. Habría una supervisión multilateral prohibiendo cualquier medida que no se basara en condiciones prudenciales, estableciendo un acceso privilegiado a las entidades financieras para los organismos o instituciones comunitarias, gobiernos o entes públicos.

En el propio Tratado se incorporó una cláusula de corresponsabilidad financiera, es decir, la cláusula de *no-bailout*, convirtiéndose en una de las garantías de la independencia financiera de la Unión Europea, sus instituciones comunitarias y los Estados miembros. Así, se le dieron base a los fundamentos económicos de la Unión Europea, i.e.: el sistema financiero, el Mercado Único y la Unión Económica y Monetaria.

El Tratado constitutivo de la Comunidad Europea, versión Amsterdam 1999, prohíbe explícitamente el rescate financiero a los Estados sub-nacionales que permitieran la monetización de los déficits fiscales, con el objetivo de que la restricción monetaria redujese la inflación en la zona del euro y condujese a la disciplina fiscal necesaria para estabilizar la zona y hacerla sustentable en el tiempo.

En términos estrictos, esta regla establece que serán los gobiernos de los Estados miembros los únicos responsables de sus respectivos compromisos (regla de la responsabilidad nacional frente a una responsabilidad comunitarizada). El artículo 103 del Tratado establece que ni la Comunidad ni los gobiernos de los Estados miembros responderán por los compromisos en que los que incurra cualquiera de los Estados. Ésta es disposición que se conoce como cláusula de *no-bailout*, que se complementa con la prohibición, también explicitada en el Tratado, del

otorgamiento de crédito a los gobiernos y/o la adquisición directa a los mismos de su deuda por parte del BCE; es decir, una cláusula de *no-bailout* monetario o prohibición de monetizar la deuda. La efectividad o no de estas cláusulas depende de la credibilidad que les otorguen los mercados.

A su vez, existe una interrelación inevitable entre la política monetaria establecida por el BCE y los resultados fiscales de los Estados soberanos y sub-soberanos. Así, una política monetaria restrictiva, que implicaría una suba de los tipos de interés, encarecería el servicio de la deuda de los países dentro de la Eurozona, y ello obligaría a sus gobiernos a un ajuste de sus presupuestos de gastos e ingresos para sostener sus balances primarios al déficit total compatible con la sostenibilidad de sus endeudamientos (estabilidad de los ratios deuda/PIB respectivos). De no llevarse a cabo tales replanteamientos de sus presupuestos fiscales, los países bajo el euro entrarían en una dinámica de endeudamiento creciente o insostenible.

Los instrumentos monetarios que utilice el BCE como política monetaria común también pueden afectar negativamente a las finanzas públicas de los países euro. Si el BCE instrumentase sus operaciones de mercado abierto preferentemente mediante títulos distintos a los de deuda pública de los países euro restaría liquidez a los mercados de deuda de la Unión y encarecería su costo.

Sin embargo, los efectos de la política monetaria del BCE sobre las finanzas públicas de los países en la Eurozona no son unidireccionales. El volumen de las necesidades de financiamiento de los gobiernos, las estrategias de financiación, la gestión de la deuda y cierta operatoria de los tesoros públicos, también pueden afectar a la credibilidad de la política monetaria del BCE o a su conducción. Las políticas fiscales de los países de mayor tamaño en la Eurozona pueden generar dudas a los mercados sobre su sostenibilidad, del mismo modo pueden cuestionar la credibilidad de la política monetaria o la propia credibilidad del BCE.

En este contexto, Schuknecht, von Hagen y Wolswijk (2008), analizaron el comportamiento de los spreads soberanos en Europa y de los sub-soberanos para Alemania, España y Canadá hasta 2008, para evaluar el impacto del establecimiento del área monetaria en los spreads de los distintos emisores y evaluar la dependencia del nivel estadual en la cotización de su riesgo de *default*. Este trabajo muestra cómo, en Alemania, las provincias que participaban de la ecuación fiscal recibiendo partidas tenían un menor spread que las que no recibían; sus spreads no estaban, como en el resto de las provincias, determinados principalmente por la evolución del resultado fiscal en función de su PBI. Esto es interpretado como una percepción de posibilidad de *bailout* por parte del gobierno central. A partir del establecimiento de la Eurozona, los spreads de los bonos emitidos por estas provincias dejaron de ser tratados con ese privilegio por parte del mercado, lo que es interpretado por los autores como señal de que la cláusula de *no bailouts* firmada en Maastricht era creíble. Sin embargo, Wildasin (2001), von Hagen et al. (2000) muestran, a su vez, que los defaults de los gobiernos sub-nacionales pueden generar un amplio conjunto de externalidades en el resto de la federación (o de otros miembros de la unión monetaria) lo que genera incentivos al gobierno central o a los otros países para no rechazar un rescate. Schuknecht, von Hagen y Wolswijk (2008) muestran que en las provincias españolas no se ha visto tal comportamiento, dada su estructura de federalismo fiscal y la suficiente creencia de la cláusula mencionada.

Bernoeth et al. (2006) realiza un análisis de la estructura de spreads de los bonos soberanos de la Eurozona emitidos en marcos alemanes (en Euros a partir de 1999) o en dólares estadounidenses para solucionar el problema de riesgo cambiario y el diferente tratamiento impositivo que tienen los bonos denominados en monedas locales en el modelo. Una diferencia metodológica de este trabajo consta en que analiza los spreads sobre los rendimientos al momento de la emisión de la deuda, considerando que así, la comparación puede hacerse en distintos puntos del tiempo; sin embargo, esta posibilidad también la da la medición del rendimiento a través de la tasa interna de retorno que vincula el *pricing* que está haciendo del mercado sobre el riesgo soberano. El trabajo de Bernoeth et al. toma precios pre y post establecimiento de la Eurozona, justamente para evaluar el impacto que el área monetaria tuvo sobre la percepción de los riesgos soberanos. La evidencia muestra que los spreads soberanos responden positivamente al desempeño fiscal y, a su vez, la existencia de un premio por liquidez (bajando la tasa), consistente con los trabajos de Pagano y von Thadden (2004) and Favero, Pagano, y von Thadden (2005). Bernoeth et al. encuentra, también, un importante flight-to-quality dado que los spreads en relación a los bonos soberanos de Estados Unidos se incrementan cuando también se incrementa el spread entre la deuda low-grade de los bonos corporativos norteamericanos y los bonos del tesoro, tomándolo como una variable proxy de la aversión al riesgo de renta fija con baja calificación. Iara y Wolff (2011) analizan la relación de las reglas fiscales y de los bonos soberanos durante la crisis financiera de 2008 en la Eurozona.

En relación a los spreads sub-soberanos, Goldstein y Woglom (1992), Bayoumi, Goldstein y Woglom (1995), y Poterba y Rueben (1997), muestran que los gobiernos estatales en Estados Unidos pagan premios al riesgo por sus deudas relativos a sus propios indicadores de desempeño fiscal. Lemmen (1999) muestra que los spreads de los bonos emitidos por los gobiernos provinciales en Australia, Canadá y Alemania eran mayores a los pagados por el gobierno central y dependía de la relación de deuda-PBI provincial. Booth et al. (2007) encontró que los spreads pagados por las provincias canadienses mantienen una relación positiva con respecto al desmanejo fiscal. En un trabajo de Schulz y Wolff (2008) se retoma el marco de análisis de federalismo fiscal de Heppke-Falk y Wolff (2007) pero con un enfoque al mercado de deuda sub-soberana en Alemania. Schulz y Wolf toman particularmente el caso de Berlín que solicitó el rescate al gobierno central, y al ser rechazado, no se evidenció un cambio de expectativas por el mercado acerca de un posible rescate. Los mismos autores analizan en otro trabajo (Schulz y Wolf, 2008) la estructura del mercado de deuda sub-soberana. Alter y Schüller (2011) estudian la interdependencia entre los spreads soberanos de Europa y los de los bancos durante el período junio de 2007-mayo de 2010.

A pesar de esto, es prácticamente nula la literatura que relaciona el federalismo fiscal, los spreads soberanos y sub-nacionales, y la sub-valoración por parte del mercado con respecto al riesgo soberano cuando existe un federalismo fiscal difuso con posibilidades ciertas de *bailouts* o con asistencia financiera probada, como es el caso español estudiado por Sorribas-Navarro (2010). Menos aún en la actual crisis de deuda española. Los trabajos, como se vio, están orientados más hacia la evaluación del efecto del federalismo fiscal y el premio al riesgo pagado por el mercado de deuda antes y después del establecimiento del área común, principalmente por el efecto de la cláusula de *no-bailout* firmada en Maastricht.

En este sentido, si está probada la asistencia financiera y la discrecionalidad de ésta, ¿tienden a interrelacionarse los *pricings* de las deudas de los distintos niveles de gobierno?

Este trabajo buscará establecer empíricamente la relación entre los *spreads* soberanos y sub-soberanos lo que haría que la credibilidad sobre esa cláusula se haya visto debilitada por la existencia cierta de rescate por del gobierno español a las provincias. En otras palabras, se evaluará si el mercado de deuda soberana y sub-soberana se han estado comportando de manera similar al argentino antes y después de la crisis del 2002 con el fin de la convertibilidad estudiada por della Paolera y Grandes (2012), a pesar de que el mercado de bonos sub-nacionales españoles tiene mayor profundidad (i.e. liquidez, relación porcentual con el PBI, diversidad de instrumentos) ; probada la interdependencia entre los distintos niveles de gobierno (Sorribas-Navarro, 2010), se evaluarán los determinantes de los premios al riesgo soberanos y sub-soberanos en el período junio de 2005-agosto de 2013.

Nótese que della Paolera y Grandes postulan en su trabajo que, en países con federalismo fiscal no difuso, los inversores perciben riesgos de default distintos entre distintos niveles de gobierno dada la política fiscal del gobierno central y de los distintos niveles de gobierno, por lo tanto, los premios al riesgo, aproximados por el spread contra un *benchmark* considerado libre de riesgo, son diferentes, i.e., existe probadamente una penalización en el spread a medida de que los déficits fiscales y la deuda en relación al PBI son mayores. Esto no sucede cuando es explícita la posibilidad de que existan *bailouts* de parte del gobierno central (Schuknecht, von Hagen y Wolswijk, 2008).

2.4. El federalismo fiscal español

El proceso de descentralización en España comenzó en 1978 con la creación, a través de una reforma constitucional, de 17 estados regionales, las “comunidades autónomas”. Cada comunidad autónoma está compuesta por una o más provincias. Estas comunidades tienen importantes responsabilidades en las decisiones de gasto en cuanto a la provisión de distintos servicios y bienes públicos, incluidos salud, educación y bienestar. Sin embargo, no todas las regiones tienen iguales responsabilidades en la provisión de servicios públicos. De hecho, una de las mayores diferencias entre ellas es que no todas las regiones o comunidades autónomas, tienen la responsabilidad de proveer salud y educación.

Estos dos servicios públicos son considerados claves por el gobierno central español que fija mínimos estándar y sancionó la ley que regula la provisión de estos servicios. En 1983, la recaudación de ciertos impuestos fue cedida a los gobiernos regionales, pero en suma, fueron insuficientes para cubrir sus necesidades de gastos; fueron, así, financiados, aún, por el gobierno central a través de subsidios o transferencias fiscales. De 1986 a 2001 (entrada en vigencia de la Eurozona), el sistema regional de financiamiento fue negociado y modificado cada 5 años con el objetivo de incrementar la autonomía fiscal de las regiones. En 1992, el gobierno central sancionó la Ley de Escenarios de Consolidación Presupuestaria limitando los préstamos entre el gobierno central y los regionales en línea con el cumplimiento del Tratado de Maastricht. Esta ley estableció un límite en la relación deuda-PBI de cada región, diferente en cada caso. En 2001, el Parlamento Español aprobó la Ley General de Estabilidad

Presupuestaria, que requería, a partir de 2002, que todas las administraciones regionales mantuvieran sus presupuestos equilibrados o en superávit. Esto apuntaba a mantener la disciplina fiscal de los gobiernos regionales. Así, los datos muestran que estos límites no fueron suficientemente efectivos.

Las transferencias intergubernamentales son la fuente más grande de ingresos fiscales para las regiones españolas. Según Sorribas-Navarro, alrededor del 70% de sus recursos provienen de esa fuente, lo que fortalece la imprecisión federal del sistema fiscal. El 18% de esos recursos son totalmente discrecionales. El resto, 82%, es determinado a través de la fórmula fiscal de distribución tributaria. A través de la "Participación en los Ingresos del Estado" se establece la porción de los ingresos fiscales que le corresponderían a cada región⁵, e instrumentado a partir de la constitución de un fondo fiduciario llamado "Fondo de Suficiencia" en el que se establece a través de una fórmula de distribución⁶ las transferencias hacia las comunidades autónomas. El objetivo de este sistema es el de garantizar la horizontalidad fiscal; la fórmula es aplicada sólo para el primer año del sistema de financiamiento fiscal, y para el resto de los años, cada comunidad autónoma recibe los correspondientes fondos establecidos en aquel primer año indexados. La fórmula puede ser modificada cada 5 años cuando las regiones renegocian el sistema de financiamiento fiscal, lo que le da cierta impronta política. Como se vio, también existe una proporción de asignación discrecional de recursos que no se justifican a través de la fórmula de distribución fiscal. Hasta 2002, el segundo rubro más importante⁷, en monto, de transferencias hacia las regiones era para la provisión de servicios de salud por parte de las comunidades autónomas, que de hecho es no-discrecional desde la aplicación de la fórmula de distribución fiscal, pero no de manera anual, lo que le suma discrecionalidad por la negociación.

Nótese que a partir de 2002, en que las regiones empiezan a ser responsables por la provisión de servicios de salud, las transferencias adjudicadas a ese rubro que eran establecidas a través de negociaciones multilaterales, son incluidas en el cálculo de necesidades para la provisión de ese servicio público. Si bien las transferencias calculadas a través de una fórmula de distribución fiscal son menos sensibles a los intereses políticos y a los acuerdos multilaterales (Khemani, 2003), existen, sin embargo, criterios discrecionales a partir de la negociación de la fórmula de aplicación, lo que justifica fuertemente la consideración de existencia de un federalismo fiscal difuso en el caso español.

⁵ Nótese la relación con la ley argentina de coparticipación federal.

⁶ Diferencia entre los gastos estimados necesarios para determinados gastos comunes (establecidos sobre datos centrales de la población, superficie y densidad regional) y los ingresos por impuestos trasferidos al gobierno central. El peso de las transferencias hacia las regiones sobre el total de recursos no financieros disminuyó sustancialmente después de la última negociación en 2001 sobre el sistema general de financiamiento, debido a que a partir del establecimiento del Fondo de Suficiencia, más recursos tributarios fueron cedidos a los gobiernos regionales.

⁷ Las mayores partidas estaban determinadas por el tamaño de la población y por la proporción de ella que superaba los 65, producto de negociaciones multilaterales.

2.5. Existencia, determinantes de los *bailouts* en España y transferencias intergubernamentales

En general, puede esperarse que los gobiernos sub-nacionales paguen mayor premio al riesgo en comparación con lo que paga un gobierno central, por varias razones: su capacidad de pago debido al valor absoluto de su recaudación impositiva suele ser considerablemente menor que la de los gobiernos centrales, además de que éstos suelen recaudar impuestos de mayor importancia en volumen como el impuesto a las ganancias o el impuesto al valor agregado⁸; por otro lado, los gobiernos sub-nacionales suelen tener una base recaudatoria mucho más volátil que la de los gobiernos centrales, lo que también restringe su capacidad de hacerse recursos frente a crisis exógenas; por último, los gobiernos soberanos, dada la cesión de política monetaria que hacen los estados sub-nacionales, pueden usar ésta para monetizar los déficits fiscales a través de la emisión monetaria.

Sin embargo, los gobiernos sub-nacionales podrían bajar sus riesgos de *default* a través de un compromiso explícito o implícito⁹ por parte del gobierno central para rescatar a los sub-soberanos cuando se vean envueltos en crisis fiscales o de deuda, como es el caso de la Argentina (della Paolera y Grandes, 2012)¹⁰. En este caso, los riesgos deberían igualarse y los instrumentos de deuda serían sustitutos perfectos con igual premio al riesgo a igual *maturity*.

El efecto potencial sobre el riesgo crediticio de la deuda soberana y sub-soberana ha recibido una elevada atención a partir del shock de la crisis *subprime* desatada a partir de la caída del banco de inversión Lehman Brothers en septiembre de 2008. Esta crisis hace necesaria revisión sobre la racionalidad y eficiencia de los mercados, lo que sería descartado en el caso de que los mercados mostraran comportamientos acordes con los principios económicos de racionalidad y eficiencia (Schuknecht, et al., 2010).

El caso de los *bailouts*, específicamente en el caso de España, que es el que interesa para este trabajo, es tratado por Sorribas-Navarro (2010). En este trabajo, la autora analiza a través de un modelo simple la existencia y los determinantes de los salvatajes por parte del gobierno central a las provincias en relación a su deuda, para el período 1986-2006. La ventaja es que incluye el período pre y post unión monetaria. Los resultados muestran *bailouts* parciales, que se mantiene para transferencias discrecionales y no discrecionales, y éstos son mayores ante la presencia de límites en la autonomía de financiamiento, cuando la región es responsable de la provisión de salud y cuando ésta tiene una importante proporción de posibles votantes. Evers (2011) estudia las reglas de transferencias en un modelo de federalismo fiscal impuesto en una unión monetaria, referidas a shocks idiosincráticos. En un modelo de segunda generación, Weingast (2008) modela los incentivos de los estímulos de esas transferencias.

⁸ En algunos casos, como el de Alemania, por más que los gobiernos sub-soberanos puedan hacerse de la recaudación de este tipo de impuestos, no están autorizados a cambiar las tasas impositivas, lo que genera una seria restricción ante la presencia de shocks con consecuencias en los ingresos y en los gastos.

⁹ Nótese, nuevamente, que en la Eurozona, a partir del tratado de Maastricht, los *bailouts* explícitos están prohibidos.

¹⁰ Alemania, Canadá y España poseen mecanismo explícitos para la formulación de la ecuación fiscal.

Según Sorribas-Navarro (2010), los rescates financieros están condicionados al tipo de transferencia que utilice el gobierno central hacia las comunidades autónomas. Si la transferencia es discrecional, el gobierno central podría utilizarla para rescatar financieramente a alguna comunidad; si la transferencia es totalmente por fórmula fiscal, si la deuda de la región no es un elemento propio de la fórmula y si ninguno de los otros factores de la fórmula está correlacionado con el nivel de deuda, no podría, entonces, considerarse la existencia de un rescate o *bailout* por parte del gobierno central, para este caso. Seitz (2000), expone el posible efecto opuesto al buscado de la existencia de reglas de distribución fiscal, incrementando la tendencia al rescate. La decisión de un gobierno central de efectuar o no el rescate de una región, comunidad autónoma o provincia, depende, también, del costo de no rescatarla. La secuencia podría analizarse a través de la teoría de los juegos: el gobierno central emite una promesa de no rescatar a los gobiernos regionales, a los que éstos basan sus decisiones presupuestarias en la credibilidad que tengan sobre esta promesa; si la credibilidad es baja, los gobiernos sub-nacionales tendrán un manejo fiscal menos disciplinado y tomarán deuda para financiar sus huecos fiscales, y, finalmente, la decisión de rescate o no, dependerá de la matriz de pagos que ofrezca el juego.

Nótese que los problemas fiscales de los gobiernos sub-soberanos suelen ser la mayor fuente de inestabilidad macroeconómica (Ahmad, et al., 2006), lo que hace tender a los gobiernos centrales a rescatar a los sub-nacionales, y, a su vez, lleva a estos a fortalecer su indisciplina fiscal porque saben, justamente, que serán rescatados. La expectativa por parte del gobierno sub-nacional de ser rescatado puede generar una laxitud en la disciplina presupuestaria. También existen motivaciones políticas que llevan al gobierno central a rescatar a los sub-soberanos, principalmente, el hecho de que quieren permanecer o renovar sus cargos políticos, con lo que las características de los votantes de la región a la hora de ser rescatada, como cuántos votantes pueden ser captados, juega un papel primordial en las motivaciones a rescatarlos.

Otro factor a tener en cuenta como determinante de los rescates, es la asignación de las responsabilidades de gastos fiscales, como la provisión de servicios de salud o de educación. El costo de la inexistencia de un rescate, recaería directamente en los habitantes de la región, que verían reducido su bienestar debido a la menor provisión de estos servicios públicos, o su calidad, o en un aumento de los impuestos para financiar al fisco, lo que también reduciría su bienestar por una baja directa del ingreso sin contraprestación. Así, en el caso en que el gobierno sub-nacional sea el responsable por la provisión de estos servicios públicos, la dificultad para rechazar un rescate financiero por parte del gobierno central será mayor que si no los proveyese, dada esta pérdida de bienestar directa sobre los individuos, en particular cuando la autonomía financiera y de endeudamiento de la región es reducida.

El gobierno central también puede establecer transferencias fiscales adicionales cuando existen impactos negativos como una recesión o un shock macroeconómico exógeno. Este caso es importante porque es uno de los factores analíticos a tener en cuenta en la actual crisis de deuda europea: el impacto exógeno de la crisis *sub-prime* desatada en Estados Unidos a partir de la quiebra del banco de inversión Lehman Brothers en septiembre de 2008. Estas transferencias discrecionales no podrían aplicarse si el federalismo fiscal no fuese difuso.

Los resultados empíricos analizados por Sorribas-Navarro (2010), muestran que el gobierno central español reacciona al stock de deuda de las comunidades autónomas, cuando el sistema de financiamiento interregional está siendo negociado.

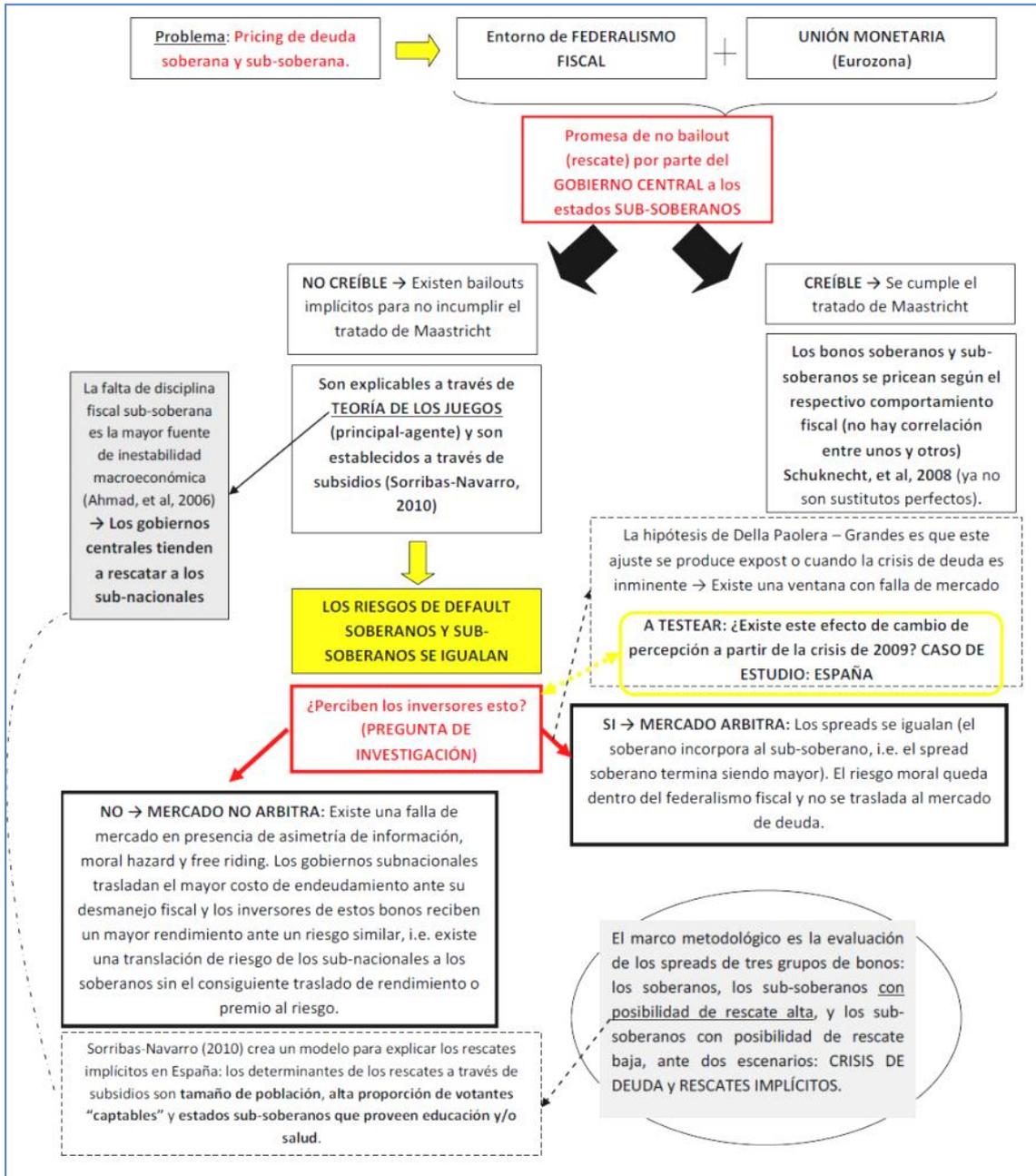
Con respecto a las transferencias discrecionales, los resultados muestran que las transferencias discrecionales hacia las comunidades autónomas aumentan con el stock de deuda regional. Esto significa, en principio, que el gobierno central español, rescata de forma parcial a las comunidades autónomas¹¹.

Entre los determinantes económicos de los rescates que pueda hacer el gobierno central a través de transferencias no discrecionales, los resultados de Sorribas-Navarro muestran que las limitaciones de las comunidades autónomas para conseguir financiamiento trabajan como uno de los más importantes: en promedio, alrededor del 35% del incremento de deuda es cubierto por transferencias no discrecionales en el año siguiente por el gobierno central (la magnitud es mayor que la comparada con la que calculó previo al establecimiento del umbral de deuda en relación al PBI). De todos modos, el uso de transferencias discrecionales entre distintos niveles de gobierno fueron para el rescate de regiones cuya posibilidad de déficit fiscal fue desactivada o limitada. En el caso de los límites establecidos en 1992, los gobiernos regionales sabían que era importante para el gobierno central cumplir con esos criterios para cumplir las cláusulas de Maastricht. En segundo lugar, la responsabilidad que tengan las comunidades autónomas por la provisión de servicios públicos de salud, estimula al gobierno central a rescatar a los gobiernos sub-nacionales. Los datos de Sorribas-Navarro muestran que el 20,4% en promedio de los incrementos de deuda por parte de estas comunidades autónomas es cubierto por el gobierno central a través de transferencias no discrecionales. Sin embargo, la provisión de servicios educativos no se evidencia como un estímulo al gobierno central para efectuar transferencias hacia las regiones. Por último, la proporción de ciudadanos de una región con posibilidades de ser captados como votantes, evidencia un estímulo a que el gobierno central realice transferencias no discrecionales para cubrir alrededor del 12%, en el año siguiente, del incremento de deuda de la comunidad autónoma, es decir, el doble de las regiones cuyas posibilidades de captar votantes son menores.

Las condiciones políticas y económicas de las comunidades autónomas pueden generar estímulos fuertes al gobierno central para rescatar, vía transferencias no discrecionales, a los gobiernos sub-nacionales. En total, teniendo en cuenta los tres determinantes anteriores en su conjunto, las regiones reciben alrededor de € 58 adicionales en transferencias no discrecionales por cada € 100 de incremento de su deuda en el año anterior.

¹¹ Alrededor del 1,7% del aumento del stock de deuda per cápita es financiado por el gobierno central en el siguiente período y 2,7% en el largo plazo, cuando se incluyen las variables de control.

Cuadro 1: Esquema del entorno teórico de donde surge el tema de investigación



3. Análisis empírico

3.1. Metodología

Como el objetivo de este trabajo es investigar la interacción de la valuación de los premios al riesgo de los distintos niveles de gobierno español, dado que los límites de su federalismo fiscal son difusos, a diferencia de la literatura presentada, primero se partirá de una evaluación general de la interacción entre los *spreads* de los distintos niveles de gobierno, tratando de determinar si hay algún sentido de causalidad de uno en el otro, aprovechando las ventajas de la metodología de Johansen y la posibilidad de la determinación de la exogeneidad de alguno de los *spreads*, en sentido débil. Para esto se construirán dos índices ponderados a través de los ponderadores presentados en las series estadísticas. Así se obtendrán dos series: una para el nivel de *spread* soberano, y, otro, para el sub-soberano. Estos resultados serán contrastados a través de la metodología Engle-Granger y la construcción de un modelo de corrección de errores (ECM, por su sigla en inglés), y, así, poder testear el nivel de ajuste de corto plazo (α_i) y su significatividad estadística.

Luego, se calcularán los *spreads* “estructurales”, llamados así por la utilización de los índices ponderados, según el modelo presentado en la sección “Especificación del modelo”. Estas estimaciones se harán primero por el método de Engle-Granger, y luego se constatarán los resultados con el método de Johansen, principalmente para evaluar la interacción entre los dos niveles de gobierno en sus premios al riesgo. Para hacer esto, se hará una estimación de un modelo incorporando el otro nivel de gobierno.

Cuadro 2: Esquema metodología y tipo de ecuaciones

Metodología	Soberano solo	Soberano con Sub-soberano	Sub-soberano solo	Sub-soberano con soberano
Engle-Granger	X	X	X	X
Johansen (VEC)	X	X	X	X

Esta metodología se aplicará, luego, a las ecuaciones individuales, es decir que ya no se utilizarán las series ponderadas, sino que se utilizarán las series originales. Se calculará una ecuación por cada bono soberano y luego una por cada comunidad autónoma.

Cuadro 3: “Hoja de ruta” de la metodología

	Series	Modelo	Método
Forma estructural	Series ponderadas	Spreads solos	Johansen (VEC)
Forma estructural	Series ponderadas	Spreads solos	Engle-Granger (ECM)
Forma estructural	Series ponderadas	Según modelo	Engle-Granger (ECM)
Forma estructural	Series ponderadas	Según modelo	Johansen (VEC)
Individual	Series individuales	Según modelo	Engle-Granger (ECM)
Individual	Series individuales	Según modelo	Johansen (VEC)

Engel y Granger (1987) demuestran que una combinación lineal de dos o más series $I(1)$, no estacionarias, pueden ser $I(0)$, es decir, estacionarias. En este caso, las series no-estacionarias

tienen una cointegración de orden 1. Esa combinación lineal entre las series $I(1)$, define la ecuación de cointegración con un vector de coeficientes que caracterizan la relación de largo plazo de las variables cointegradas. En la metodología Engle-Granger es posible estimar las relaciones de equilibrio de largo plazo a partir de la regresión de una variable z_t sobre y_t , o sobre una regresión inversa, i.e., y_t sobre z_t . Las variables cointegradas poseen una representación a través de un modelo de corrección de errores de tal forma que muestre la desviación de la variable explicada de la relación de largo plazo o relación de equilibrio de largo plazo.

Considerando el vector de series de tiempo de dimensión $n+1$, (y_t, X_t') con la siguiente ecuación de cointegración: $y_t = X_t'\beta + D_{1t}'\gamma_1 + u_{1t}$, en donde $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$ son los regresores de tendencia determinística y los n regresores estocásticos X_t están calculados a través del siguiente sistema de ecuaciones: $X_t = \Gamma_{21}'D_{1t} + \Gamma_{22}'D_{2t} + \epsilon_{2t}$, con $\Delta\epsilon_{2t} = u_{2t}$.

Nótese que los elementos del vector D_{1t} entran tanto como regresores en la ecuación de cointegración como regresores de la ecuación de las variables cointegrantes, X_t , mientras que los elementos del vector D_{2t} son regresores determinísticos solamente y no participan de la ecuación de cointegración. La metodología de Johansen (1988) se sustenta fuertemente en la relación entre el rango de la matriz de regresores y sus raíces características¹².

El método de Engle y Granger testea la cointegración de las variables a través del examen de los residuos de la relación de largo plazo. Si esos residuos tienen raíz unitaria, éstos no son estacionarios y la relación de largo plazo tampoco lo será. El uso del estadístico teórico tradicional no correspondería en este caso, sino, por tratarse de una regresión sobre residuos, el estadístico de prueba deberá contrastarse con uno más estricto simulado por Engle y Granger en función de la cantidad de variables no estacionarias incluidas en la relación de cointegración y el número de observaciones de la muestra (Engle y Granger, 1987; Urbisaia y Brufman, 2001).

El método de Engle y Granger (1987) es de fácil implementación, aunque tiene importantes defectos que fueron superados por el método de Johansen, lo que justifica su elección para complementar el proceso econométrico de este trabajo. En primer lugar, la estimación de la regresión de equilibrio de largo plazo requiere, como se mencionó más arriba, que se decida, con cierto grado de arbitrariedad, qué variable será considerada endógena y cuáles exógenas o explicativas. Con más de una variable explicativa, el método de Engle-Granger no prevé un procedimiento sistemático para separar la estimación de múltiples vectores de cointegración.

Por otro lado, el método de Engle y Granger está diseñado en dos etapas, lo que provoca que un error introducido por en la primera, será arrastrado a la segunda y a los resultados finales.

Siguiendo a Enders (2010), se considera tanto al método de Johansen (1998) como al de Stock y Watson (1988) como los métodos de máxima verosimilitud, cuyo cálculo de los estimadores evade el método de dos etapas propuesto por Engle y Granger y puede, además, estimar y testear la presencia de múltiples vectores de cointegración. Así, estos métodos permiten testear versiones restringidas del o de los vector/es de cointegración y de los parámetros de la

¹² Ver Enders (2010) y el manual de EVIEWS 7.

velocidad de ajuste del modelo de corrección de errores, dado que frecuentemente es interesante determinar si es posible verificar una teoría a través del testeo de restricciones sobre las magnitudes de los coeficientes estimados. No obstante, se ensayó la metodología Engle-Granger, siguiendo la línea de los trabajos anteriores, para constatar los resultados, pero teniendo en cuenta las limitaciones que esta metodología tiene.

Siguiendo a Johansen (1998) y a Enders (2010), se establecieron cuatro pasos para la metodología escogida:

- 1- **Orden de integración**: Se analizaron los gráficos de las series para descubrir si contenían tendencia y si existía la posibilidad de que tuvieran media igual a cero para establecer o no el uso de intercepto en los test de raíz unitaria¹³. El test más común es realizado sobre las variables a nivel, y fue como se procedió en este caso. Luego se procedió a realizar los test de cointegración entre las variables no-estacionarias, respetando la sensibilidad que tiene el test de Johansen al los *lags* establecidos. Como refiere la literatura, se procedió de los *lags* más largos que parezcan razonables aplicar (usualmente 8, es decir, dos meses) y luego se intentó bajarlos. También se tuvo en cuenta la estructura de *lags* sugerida por el sistema según los distintos criterios, i.e. LR, FPE, AIC, SC, HQ.
- 2- **Estimación del modelo con corrección de errores**: Utilizando las herramientas provistas por Eviews7 se procedió a estimar los diferentes VEC utilizando los mismos *lags* que en los utilizados para testear la cointegración. Luego se analizaron las raíces para comprobar que su módulo se encontrara dentro del círculo unitario¹⁴ para evaluar la estabilidad del modelo y se analizaron los residuos para comprobar que siguieran un comportamiento de ruido blanco. Como señala la teoría, cualquier evidencia de que esos residuos no siguen ese comportamiento señala que la elección del número de rezagos es muy corto. La elección de datos semanales en lugar de datos mensuales permitió la habilitación de rezagos más largos, dado que la pérdida de grados de libertad no era proporcionalmente tan evidente como en el caso de datos mensuales, en los que sólo había 99 contra 423.
- 3- **Vectores de cointegración**: se analizaron los vectores normalizados de cointegración dado que ellos señalan la relación de largo plazo y se realizaron los test con las restricciones en los casos que fuera necesario.
- 4- **Contabilización de las innovaciones y test de causalidad**: la contabilización de las innovaciones del modelo de corrección de errores y los test de causalidad permiten identificar un modelo estructural y determinar si el modelo estimado se ve razonable.

En el método de Johansen todas las variables son tratadas de forma simétrica, es decir que se las consideran todas de manera simultánea como variables endógenas. Esta metodología se ajusta mejor a circunstancias en las que no es tan sencillo especificar una variable dependiente

¹³ El manual de Eviews recomienda estar seguro de que la media de las series sea igual a cero para hacer uso de la opción que contempla la inexistencia de intercepto y tendencia.

¹⁴ Criterio que se toma en Eviews. Alguna literatura puede señalar que estén fuera del círculo unitario para establecer la estabilidad del sistema, según cómo sean calculadas las raíces características.

y otras variables independientes. Esto es especialmente ventajoso si las variables son determinadas conjuntamente y no se está completamente seguro de la posible distinción sobre la endogeneidad/exogeneidad de cada una de las variables, problema usual en el conjunto de variables financieras y económicas, cuya determinación depende de un complejo conjunto de interrelaciones.

La especificación de los modelos VAR/VEC ofrecen una descripción empírica válida de las interrelaciones, mientras que son consistentes con la teoría económica. Es necesario separar las innovaciones permanentes (las cuales son responsables de provocar las tendencias en las variables reales) de las transitorias (que deben satisfacer el criterio de neutralidad). Se trata de un modelo empírico de mecanismo de transmisión que describa, y que sirva de control, de los efectos de los precios de los activos sobre mecanismos de propagación de shocks en la macroeconomía y en las variables financieras.

Las series de tiempo presentadas más abajo son $I(1)$, es decir, estacionarias en su primera diferencia, pero no estacionarias a nivel, con excepción de la volatilidad de la tasa (tanto la de 3 meses como la de 6) y las variables correspondientes a la aversión al riesgo (i.e., VSTOXX y el VIX¹⁵). La teoría econométrica demuestra que, en general, las regresiones sobre series no estacionarias pueden generar resultados inexactos. En estos casos, los test convencionales de Wald sobre la significancia estadística de los coeficientes pueden arrojar resultados espurios relacionando series que no están relacionadas (Phillips, 1986).

Bajo el contexto teórico presentado, es interesante realizar la especificación del modelo teniendo en cuenta la exposición de corto plazo y de largo, en función de las distintas fuentes de fluctuaciones económicas. Como se mencionaba más arriba, en general, las variables económicas suelen ser procesos integrados de orden 1, es decir, $I(1)$, lo que permite la utilización de la metodología VEC. Un modelo VEC coloca restricciones lineares de rango reducido en una matriz de impacto de largo plazo del VAR. Es importante, entonces, la distinción entre los shocks estructurales con efectos permanentes sobre el nivel de las variables¹⁶ de las perturbaciones temporales. Los shocks permanentes generan tendencias estocásticas comunes entre las series y el número de shocks iguala la cantidad de variables en el sistema menos el número de relaciones de cointegración entre ellas. Las perturbaciones transitorias igualan al número de relaciones de cointegración, esto es, el vector de cointegración identifica una combinación lineal de variables que es estacionaria de tal manera que los shocks no eliminan el estado estacionario en ese sistema de cointegración.

Si bien se prefiere el método de Johansen, como se mencionó antes, porque posee mayor verosimilitud, en el caso de la determinación de los *spreads* es difícil considerar que algunas variables sean consideradas de manera endógena, haciendo que la formulación del modelo sea más compleja. No obstante, se optó por utilizar los dos métodos, para mayor robustez de los resultados. En este sentido, primero se utilizó el método de Engle y Granger, siguiendo a della Paolera y Grandes (2012), González-Rozada y Levy Yeyati (2008) y a Schuknecht et al.

¹⁵ Ver "Presentación de series estadísticas".

¹⁶ Shocks tecnológicos, por ejemplo, que aumenten la oferta en el largo plazo.

(2008). Luego se trabajó con el método de Johansen con la formulación de los VAR/VEC correspondientes para utilizar las ventajas que estos modelos brindan. Se hace énfasis acá, en el uso de esta metodología en el cálculo de la cointegración y testeo de exogeneidad débil de los *spreads* soberanos y sub-soberanos construídos como índices¹⁷.

Para la estimación de las relaciones de largo plazo o de cointegración, siguiendo a della Paolera y grandes (2012), se optó por el método de *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMLS). Phillips y Hansen (1990) propusieron un estimador en el que se emplearan correcciones semi-paramétricas para eliminar el problema causado en las correlaciones de largo plazo entre la ecuación de cointegración y las innovaciones de los regresores estocásticos. Como resultado se obtuvo el estimador FMOLS que es asintóticamente insesgado y eficiente, lo que permite el uso de los test usuales de Wald con sus correspondientes asintóticos estadísticos teóricos. El FMOLS emplea una estimación simétrica y una matriz de covarianzas de largo plazo a una cola para los residuos¹⁸. La ventaja del uso del método FMOLS contra el tradicional OLS utilizado en el cálculo tradicional Engle-Granger, es que permite la introducción de variables exógenas en la relación de cointegración¹⁹, i.e., se pueden incluir las variables que son $I(0)$ y que la teoría incluiría en la relación de cointegración.

3.2. Especificación del modelo

Como se mencionó más arriba, existen varios modelos para determinar el nivel de *spread* de las emisiones de renta fija (González Rozada-Levy Yeyati, 2008; Durbin y Ng, 2005; Grandes, 2007; Rowland, 2005; Cossin y Pirotte, 2001; Hartelius, Kashiwase y Kodres, 2008; Schuknecht, von Hagen y Wolswijk, 2009; Schuknecht, von Hagen y Wolswijk, 2008 y 2010) entendidos como premio al riesgo. Estos modelos, en general, tienen en cuenta diferentes variables como determinantes del riesgo de *default* tanto de deuda soberana, sub-soberana o corporativa. Estas variables están relacionadas, a grandes rasgos, con variables estructurales que identifican relaciones fiscales como la proporción de endeudamiento y con la relación de resultado fiscal, i.e. con la capacidad de repago de la deuda. En el caso de las emisiones estatales, tanto nacionales como sub-nacionales, esta relación está establecida entre el *stock* de deuda y el producto nacional o regional, teniendo en cuenta que los ingresos fiscales son función de este producto.

La teoría tradicional de portfolio indica que el monto óptimo invertido en un activo doméstico depende positivamente de su propio rendimiento y negativamente del rendimiento de un activo externo, de la posibilidad de default del gobierno local, del premio a la liquidez y del premio al riesgo del inversor.

Considerando un inversor con aversión al riesgo que tenga que elegir entre dos activos emitidos por dos tipos diferentes de deudores (soberanos vs. soberanos y sub-soberanos vs. soberanos, en este caso): e.g., uno extranjero y uno local, en la misma moneda. La tasa de

¹⁷ Ver "Presentación de series estadísticas" y "Conclusiones".

¹⁸ Para mayor detalle, consultar el manual de Eviews7, capítulo 8).

¹⁹ Ver modelo explicado más arriba: $\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{D}_{1t}' \boldsymbol{\gamma}_1 + \mathbf{u}_{1t}$ con $\mathbf{X}_t = \Gamma_{21}' \mathbf{D}_{1t} + \Gamma_{22}' \mathbf{D}_{2t} + \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}$.

retorno requerida por el inversor dependerá positivamente en la expectativa de rendimiento y negativamente en la expectativa de costo transaccional que será proporcional al valor del activo en el mercado y, una función decreciente de la liquidez que tenga ese activo en ese mercado. Asumiendo que el activo doméstico está sometido a un riesgo de *default* total o parcial, el activo emitido por un deudor extranjero será tomado como activo libre de riesgo (los bonos alemanes, en este caso de estudio). La probabilidad de *default* del gobierno doméstico será positiva e igual a $1-P(x_t)$, con $0 \leq P(x_t) \leq 1$, en donde x_t indica el conjunto de variables que afectan esta probabilidad. En caso de *default*, el inversor recibirá una fracción $\tau \in [0, 1+r)$, con r como la tasa de interés del activo doméstico.

Siguiendo a Hilscher y Nobusch (2010), González Rozada y Levy Yeyati (2008), Hartelius et al (2008) y della Paolera y Grandes (2011), bajo condiciones de arbitraje de tasas de interés por un inversor con aversión al riesgo, el *spread* se calcularía de la siguiente manera:

$$\text{spread}_{it} \equiv r_{it} - r_t^f = [\varphi_t + (1 + r_t^f) - V_t] [q_t / (1 - q_t)] \Phi_{it} \quad (1)$$

en donde q es la probabilidad de *default*, i.e., $1-P(x_t)$, V es el valor de recupero después del *default*, o la fracción $\tau \in [0, 1+r)$, r y r_f son las tasas pagadas por el bono analizado y el libre de riesgo, respectivamente, φ_t es un factor de aversión al riesgo del inversor, y Φ una medida de liquidez global.

Resumidamente podría escribirse:

$$\text{spread}_{it} \equiv \rho(r_t^f, \varphi_t) \theta [q(X_{it})] \Phi_{it}, \quad (2)$$

En donde, esencialmente, se respetan los cuatro pilares principales del *pricing* del premio al riesgo descriptos más arriba: la capacidad de repago de la deuda, el costo de oportunidad con otro activo, el premio a la liquidez y la aversión al riesgo del inversor.

La parte izquierda de la ecuación es la diferencia de rendimiento o *spread* entre el activo doméstico y el libre de riesgo o del exterior. $\rho(r_t^f, \varphi_t)$ representa el *pricing* del premio al riesgo, dada la tasa libre de riesgo y la aversión al mismo, $\theta [q(X_{it})]$ es la incidencia del riesgo de *default* del emisor determinado por sus propias características crediticias y estructurales, y Φ_{it} , nuevamente, es una medida de liquidez global.

De forma similar, Schuknecht, et al. (2008), presenta una ecuación con iguales elementos, adicionándole el premio a la liquidez y la normaliza por la tasa pagada por el emisor del bono, en donde el *spread* de equilibrio del activo de riesgo doméstico, dependerá positivamente de la probabilidad de *default* del propio emisor, del premio a la liquidez del activo, del grado de aversión al riesgo del inversor y de la varianza que presente el proceso estocástico sobre el riesgo de *default* del gobierno:

$$\frac{r-r^*}{1+r} = (1 - P(x)) \left[1 - \frac{\tau}{1+r} \right] + \frac{l}{1+r} + \Phi \quad (3)$$

En donde el primer término de la parte derecha, refleja el premio al riesgo sobre el activo libre de riesgo explicado por la probabilidad de *default*. El repago esperado disminuye con el aumento de la probabilidad de *default*, por lo tanto aumenta el premio al riesgo, i.e., aumenta el *spread* con respecto a *benchmark*. El segundo término refleja el premio a la liquidez: cuanto

más líquido es un activo, menor será el premio al riesgo que tendrá. El tercer término expresa la aversión al riesgo del inversor y depende de la varianza del retorno del activo doméstico.

De forma general, se desarrolló un modelo lineal a partir de (2) y (3) para representar la relación de largo plazo del *spread*, a diferencia de González-Rozada y Levy Yeyati que utilizan un modelo log-lineal y sin normalizar, como hace Schuknecht:

$$\text{Spread} = r - r^* = \beta_0 + \beta'_1 z_{it} + \gamma' v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

Con z como vector en donde se contiene a los factores estructurales que representan la tasa de corto plazo, el riesgo del emisor y el premio a la liquidez. v es la medida de aversión al riesgo del inversor y ε es el error estocástico.

En otras palabras, se busca constituir un modelo que aproxime empíricamente los tres componentes del *spread* soberano y sub-soberano, esto es, una tasa que refleje una inversión alternativa, los factores estructurales del emisor que midan la probabilidad de no pago de la deuda, una medida de liquidez de la emisión o premio a la liquidez, y alguna aproximación de la aversión del inversor.

En términos más específicos, se estableció la relación de largo plazo o de equilibrio en cuanto al *pricing* del premio al riesgo de las emisiones de deuda soberanas y sub-soberanas, de la siguiente manera, lo que se constituirá como las relaciones de cointegración:

$$\text{spread}_{it} = i_{i,t} - i_{rf,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \text{Euribor}_t + \beta_{2i} \text{rating}_i + \beta_{3i} L_{it} + \beta_{4i} \text{AR}_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

En donde:

Spread es el *spread* del emisor i .

$i_{i,t}$ es el interés pagado por los bonos del emisor i en puntos básicos.

$i_{rf,t}$ es el interés pagado por los bonos considerados libres de riesgo, también en puntos básicos.

Euribor_t, siguiendo a Schuknecht, et al. (2008, 2010), es el interés de corto plazo (3 meses), en puntos básicos.

Rating es el rating del deudor i .

L_{it} será la liquidez presentada por cada emisión de deuda en el momento t , como diferencia entre el precio de compra y el de venta (en proporción del primero), tomado como una aproximación al costo de salida anticipado o de transacción. Es decir, cuando aumenta la liquidez del bono, el costo de transacción debería bajar y viceversa, lo que haría tomar a L como el recíproco de la liquidez propiamente dicha.

AR_t es la aversión al riesgo del inversor, aproximada por el índice VIX (ó el VSTOXX) es el índice de aversión al riesgo del inversor aproximado por la volatilidad global.

ε_t es el shock estocástico.

β_{0i} , β_{1i} , β_{2i} , β_{3i} , β_{4i} son los coeficientes a estimar, es decir, el vector de cointegración β_{ni} .

La parte izquierda de las ecuaciones representa el *spread* de los activos soberanos y sub-soberanos, o premio al riesgo, medidos en puntos básicos. En la parte derecha, el primer término es el intercepto o término constante. El segundo, es la tasa de corto plazo de la inversión alternativa. El tercero es el que representa los factores estructurales idiosincráticos del deudor que afectan la probabilidad de *default* definida más arriba. El cuarto es el premio a la liquidez. El quinto es la aversión al riesgo del inversor²⁰. Se espera que β_{2i} sean negativos, dado que a medida de que aumenta la calificación crediticia de un deudor, baja su riesgo de *default*. β_{3i} también deberían ser positivos si se espera que L sea el recíproco de la liquidez aproximado por el costo de transacción: cuando aumentan los costos de transacción es esperable que sea porque bajó la liquidez de ese bono en el mercado; cuanto mayor sea el costo de salida de un bono, mayor es el rendimiento que el inversor le pedirá a ese bono para cubrir esos costos. Podría pensarse que β_{4i} deberían ser positivos, como muestran della Paolera y Grandes para el mercado de Argentina o como muestran González Rozada y Levy Yeyati para los emergentes en general. Sin embargo, no necesariamente debería cumplirse en el caso de los bonos españoles, sean soberanos o sub-soberanos, dado que la profundidad del mercado europeo es bien distinta a la de los mercados emergentes. La volatilidad en los mercados accionarios podrían llevar a refugiarse en activos de renta fija como un *fly-to-quality* como se observó en el mercado estadounidense en plena crisis *sub-prime*. β_{5i} se esperan positivos, dado que una mayor volatilidad en la diferencia entre la tasa esperada y la tasa actual, reflejaría la incertidumbre de los inversores con respecto a los pasos a seguir en política monetaria por el BCE, lo que haría pedir un mayor premio al riesgo. β_{1i} también se espera que sean positivos: el nivel de aversión general al riesgo puede verse afectado por el nivel general de rendimientos de mercados financieros alternativos. La literatura financiera sugiere que si la tasa de largo plazo es relativamente baja en comparación con la de corto plazo, los inversores le pedirán menor premio al riesgo a los emisores de deuda en tanto son capaces de hacerse de inversiones con diferenciales de rendimiento interesantes por encima de la tasa de corto plazo.

Los spreads de los bonos contra un *benchmark* apropiado, deberían reflejar correctamente la sustentabilidad de la política fiscal de cada nivel de gobierno, i.e., una disciplina fiscal más laxa se vería reflejado en el aumento de los riesgos crediticios y en un consiguiente aumento de los costos de financiamiento. Este mecanismo incentiva a que los gobiernos tiendan a una disciplina fiscal más estricta, y es particularmente importante en sistemas de uniones monetarias, como la Eurozona, en donde la posibilidad de monetizar los desmanejos fiscales ya no es posible. De esta forma, los spreads, como premio al riesgo, deberían ser menores o incluso inexistentes, si los mercados anticiparan que los gobiernos que tuvieran problemas

²⁰ della Paolera y Grandes (2012) incluyen la volatilidad del final de la curva corta de interés. La volatilidad de la parte corta de la curva refleja la aproximación a la volatilidad del mercado de dinero y las expectativas con respecto a la política monetaria del Banco Central Europeo (i.e., la volatilidad de la diferencia de la tasa forward y la spot a 3 meses). Sin embargo, los modelos ensayados no ajustaron bien incorporando dos medidas de volatilidad, i.e., el VIX y la volatilidad de la tasa. Cuando se eligió una medida entre las dos, los modelos mostraron mejor ajuste con el uso del VIX que de la volatilidad de la tasa. Igualmente, se constató la sospecha de interrelación entre ambas variables observada en los gráficos con la formulación de un modelo VAR.

financieros, recurrirían al los otros gobiernos de la unión, o al gobierno central en el caso de los sub-nacionales, o al banco central, por un rescate financiero (Schuknecht, et al., 2008).

3.3 Cointegración y modelo de corrección de errores

Siguiendo a Hilscher y Nosbuch, 2010; González Rozada y Levy Yeyati, 2008; Hartelius et al., 2008; Grandes, 2007; Rowland y Torres, 2005, Schuknecht, et al., 2008, 2010, existen presunciones entre las variables de que puedan estar cointegradas. En principio, podemos suponer para el ensayo y estructuración de los distintos modelos de estimación de los determinantes de los *spreads* soberanos y sub-soberanos, la cointegración de varias variables, considerando que todas las series presentadas en este trabajo son I(1), con excepción de la volatilidad de la tasa de interés que es I(0), como se verá más adelante en sus descripciones, no sin realizar los respectivos test de cointegración explicados más abajo.

Al existir cointegración entre las variables no estacionarias, el modelo presentado a través de (4) representaría las relaciones de cointegración y hace falta formular el modelo que permita medir la corrección de corto plazo del desvío del equilibrio de largo plazo, especificado en el sistema de ecuaciones mencionado. Nuevamente, es importante destacar que a través de la metodología Engle-Granger con FMOLS permite la incorporación del índice de volatilidad VIX en la relación de cointegración, lo que no es consistente con el modelo de VAR/VEC a la Johansen²¹.

Un modelo generalizado, dado que no se conocen a priori la cantidad de rezagos del modelo, sería:

$$\Delta \text{spread}_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \Delta \text{Euribor}_t + \alpha_{2i} \Delta \text{rating}_i + \alpha_{3i} \Delta L_{it} + \alpha_{4i} \Delta \text{AR}_t + \alpha_{5i} \Delta V_t + \alpha_{6i} \tilde{v}_{it-1} + \mu_{it}$$

En donde $\tilde{v}_{it-1} = \Delta \epsilon_{it}$, es decir, es el error desfasado de la ecuación de cointegración (4).

En el caso en que exista más de una relación de cointegración, como se verá en algunos resultados del análisis econométrico, el rango de la matriz de regresores de las variables diferenciadas π es mayor a uno y la interpretación de los vectores de cointegración requiere un análisis adicional. Cuando existen varios vectores de cointegración, cualquier combinación lineal de esos vectores es también una relación de cointegración. Normalmente es posible identificar relaciones de cointegración separadas, restringiendo apropiadamente los múltiples vectores de cointegración. Si existen r relaciones de cointegración en un sistema con n variables, entonces existirá un vector de cointegración para cada subconjunto de $(n - r + 1)$ variables. Así, β será una matriz de dimensiones $r \times n$ de parámetros de cointegración y cada subconjunto de $(n - r + 1)$ variables estarán cointegradas.

²¹ Ver metodología.

3.4. Presentación de las series estadísticas

El proceso de recolección de datos mostró algunas dificultades que hicieron necesarias ciertas modificaciones con respecto al plan original de investigación. En principio, el plan original era establecer y aislar el efecto de las transferencias discrecionales y no discrecionales en su efecto sobre los niveles de *spread* soberanos y sub-soberanos. Sin embargo, la imposibilidad de ajustar las frecuencias de las series hizo suponer que los resultados econométricos iban a ser insuficientemente sólidos como para evaluar el impacto real. Los datos de las transferencias intergubernamentales utilizadas por Sorribas-Navarro (2010) son provistas por el Banco de España (banco central) y la frecuencia para armar una serie suficientemente larga (junio de 2005-agosto de 2013) era anual. Los datos de mercado (cotización de los bonos, VIX, VSTOXX, etc) tienen, por lo general²², frecuencia diaria. Finalmente los datos diarios fueron convertidos a promedios semanales y mensuales para evitar problemas de excesiva volatilidad, pero la diferencia entre los promedios mensuales y los datos anuales de transferencias siguen siendo lo suficientemente amplios como para no solucionar el problema planteado.

En este sentido, basado en el trabajo de Sorribas-Navarro, se considera suficientemente probada la existencia de un federalismo fiscal ciertamente difuso en España, propicio para la investigación de este trabajo. A su vez, entre los ensayos estadísticos que se realizaron, se incluyeron los *ratings* elaborados por la calificadora de riesgo Fitch, incluyendo la calificación estructural de la deuda de largo plazo, el *outlook* y las *watch-marks* que pudieran existir, esto contemplaba de manera completa, la situación fiscal de cada estado²³.

Se prefirió el uso de la frecuencia semanal para aumentar la robustez de las regresiones econométricas a través de la cantidad de observaciones (423 vs. 99). En el caso de observaciones diarias, la cantidad es de 2300, pero para evitar los problemas de exceso de volatilidad, se prefirió el uso de las series semanales; a su vez, para no desacoplarlas de la emisión de las calificaciones de riesgo (o de los datos de deuda-PBI) cuyas frecuencias son notablemente mayores a las diarias. Igualmente, los ensayos econométricos del modelo semanal fueron repetidas en las dos versiones mencionadas, i.e., la diaria y la mensual, para evaluar los resultados originales.

A continuación, se presentarán todas las series utilizadas y la justificación de uso en los ensayos y determinación de los modelos. El análisis de la utilización de unas y el descarte de otras, se verá en la sección de los resultados empíricos.

3.4.1. Cotización de los spreads: Todos los datos de mercado se obtuvieron a través del sistema Bloomberg. La recolección de los datos referidos a los bonos soberanos, tanto de España como los que se utilizaron como *benchmark*, i.e., los de Alemania, no presentó ningún inconveniente, dados los volúmenes de las emisiones y la profundidad de los mercados. Sin embargo, los datos de las emisiones de bonos sub-soberanos fueron un poco más dificultosos por la cantidad de emisiones, los volúmenes y, por lo tanto, las cotizaciones diarias. En este

²² Algunos bonos con menor liquidez tienen algunos días en que no cotizaron (problema que cuya solución se explica más adelante).

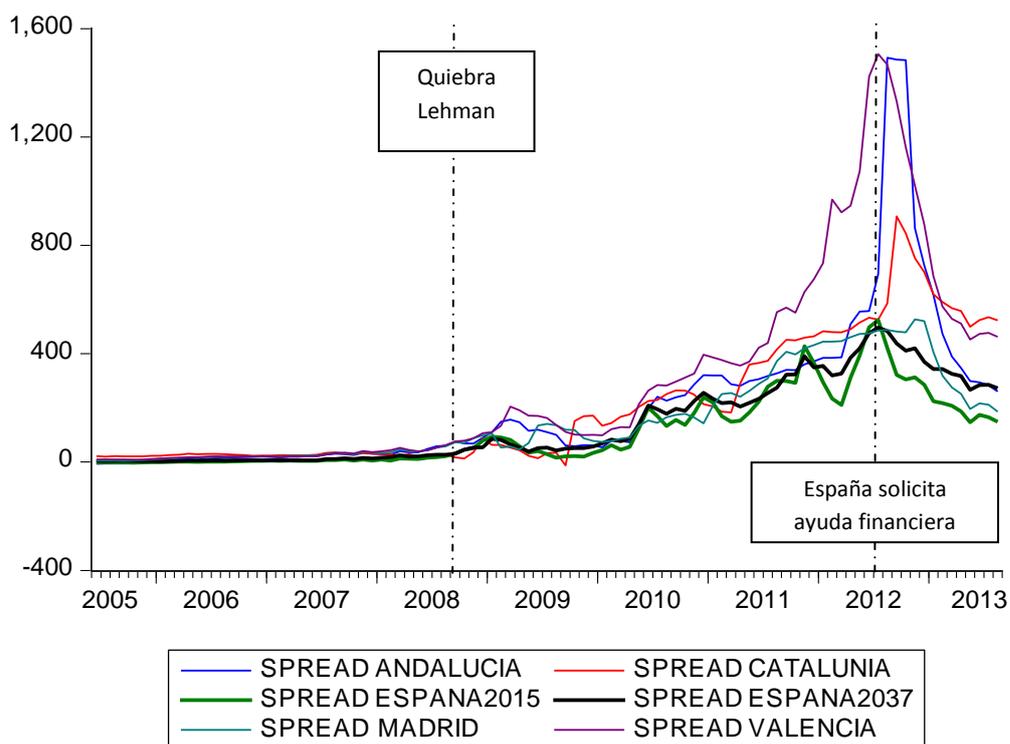
²³ A través de la metodología VAR/VEC se supera el problema de endogeneidad que pueda plantear el uso de los *ratings* (González Rozada y Levy Yeyati, 2008).

sentido, se eligieron las comunidades autónomas que mayores emisiones tuvieran²⁴ y cuyos vencimientos fueran comparables con los bonos de Alemania que funcionarían como *benchmark*. Así, la elección de las comunidades autónomas a estudiar se redujo a cuatro: Madrid, Valencia, Andalucía y Cataluña.

Los problemas de cotización diaria se presentaron con mayor frecuencia en la serie de Valencia. Las otras series presentaron algunos días en los que no se encontraron cotización, pero su presencia fue de menor importancia. Igualmente, todos estos problemas fueron solucionados completando los días faltantes con la última cotización de mercado previo a cada falta de dato. La consideración de que luego estas series diarias fueron transformadas a promedios mensuales, hizo que la falta de cotización de algunos días se diluyera sin causar mayor inconveniente estadístico.

Los *spreads* fueron llevados a *basis points*²⁵ (bp), al igual que el resto de las tasas de interés. Los *spreads* se calcularon como diferencia simple entre la tasa pagada por el emisor y el bono considerado libre de riesgo, siguiendo a la mayoría de la literatura revisada.

Gráfico 1: Spreads en basis points



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg

Tanto los bonos de España como, obviamente, los de Alemania, no prestaron problemas por cantidad de emisiones ni por profundidad y volumen. Sin embargo, la elección de los bonos de las comunidades autónomas mostraron mayor dificultad. Es por eso que primero se procedió a

²⁴ Datos obtenidos del Banco de España.

²⁵ 100 bp=1%

buscar los bonos de las comunidades autónomas que tuvieran mayor cantidad de operaciones y cuyos vencimientos permitieran analizar el período buscado. A diferencia de Schuknecht, et al. (2008, 2010), los *spreads* no serán calculados a la fecha de emisión, sino a la cotización diaria del mercado, debido, justamente, a la falta de emisiones abundantes por parte de las comunidades autónomas. Luego de la elección de los bonos sub-soberanos se buscaron los bonos soberanos que tuvieran características similares para poder estudiar los premios al riesgo de las emisiones. Se tomó en cuenta, en todos los casos, es la *yield to maturity*, es decir, la tasa interna de retorno diaria, surgida a partir de la cotización del bono.

En definitiva, la elección final de los títulos públicos utilizados en este trabajo son los siguientes (emisor, tasa de emisión, vencimiento):

Cuadro 4: Bonos elegidos

Emisor	Tasa nominal	Vencimiento
Valencia	3,25%	06-jul-15
Cataluña	4,22%	26-abr-35
Andalucía	4,30%	10-oct-13
Madrid	4,20%	24-sep-14
España	4,40%	31-ene-15
España	4,20%	31-ene-37
Alemania	3,25%	04-jul-15
Alemania	4,00%	04-ene-37

Como se ve, la única emisión más larga de las comunidades autónomas, es la de Cataluña, para lo que se buscaron dos bonos soberanos similares, uno de España y otro de Alemania para poder aproximar el *spread* de forma adecuada. Sin embargo, esto permitirá conseguir algunas conclusiones adicionales.

Es necesario tomar nota que las cuatro comunidades más grandes por PBI se encuentran representadas en los instrumentos de deuda elegidos.

Cuadro 5: PBI por comunidad autónoma



Fuente: www.datosmacro.com

También es necesario aclarar que todas las emisiones son en euros, lo que elimina el riesgo por devaluación y el descalce de monedas.

3.4.2. Tiempo de maduración: la elección para el *matcheo* de los bonos para calcular el *spread* con su respectivo *benchmark* considerado libre de riesgo, no es exacto, dada la dificultad ya mencionada para encontrar buenas emisiones de las comunidades autónomas. Para evitar problemas estadísticos y evaluar la variación de esos premios al riesgo con respecto al tiempo de maduración del bono, se agregó al paquete de datos, las respectivas series de *time to maturity* como variables de control, siguiendo a Schuknecht, et al. (2008, 2010). Sin embargo, en todos los ensayos, aunque mostraron significatividad estadística, el coeficiente era lo suficientemente bajo (menor a 0,001) para descartarlo en el modelo final.

3.4.3. Ratings: Los *ratings* fueron tomados de la calificadora de riesgo Fitch Ratings. Fitch realiza las calificaciones originales con letras en las calificaciones principales y con un signo según la categoría adicional, i.e., *Outlook* o el *Watch*, de manera que las calificaciones originales resultaron de la siguiente manera:

ESPAÑA

Spain

RATING HISTORY - Long Term Issuer Default Rating

Date	Rating Action	Rating	KEY	OUTLOOK	WATCH
08-FEB-2013	Affirmed	BBB		+	+
07-JUN-2012	Downgrade	BBB		-	-
27-JAN-2012	Downgrade	A		-	-
16-DEC-2011	Rating Watch On	AA-		-	-
07-OCT-2011	Downgrade	AA-		-	-
04-MAR-2011	Affirmed	AA+		-	-
28-MAY-2010	Downgrade	AA+		-	-
03-AUG-2009	Affirmed	AAA		-	-
19-JAN-2009	Affirmed	AAA		-	-
02-JUN-2008	Affirmed	AAA		-	-
02-JUL-2007	Affirmed	AAA		-	-
16-MAY-2006	Affirmed	AAA		-	-
14-DEC-2005	Revision IDR	AAA		-	-
17-JAN-2005	Affirmed	AAA		-	-
10-DEC-2003	Upgrade	AAA		-	-
09-DEC-2002	Affirmed	AA+		-	-
16-JAN-2002	Affirmed	AA+		-	-
25-JAN-2001	Affirmed	AA+		-	-
21-SEP-2000	Affirmed	AA+		-	-
01-SEP-1999	Upgrade	AA+		-	-
14-JUL-1998	Affirmed	AA		-	-
26-OCT-1995	Affirmed	AA		-	-
10-AUG-1994	New Rating	AA		-	-

VALENCIA

Valencia, Autonomous Community of

RATING HISTORY - Long Term Rating

Date	Rating Action	Rating	KEY	OUTLOOK	WATCH
10-MAY-2013	New Rating	BBB-	Positive		
22-APR-2013	New Rating	BBB-	Negative		
22-DEC-2011	Withdrawn	WD	Evolving		
22-DEC-2011	Downgrade	BBB	Stable		
14-SEP-2011	Downgrade	A-			
01-OCT-2010	Downgrade	A-			
04-AUG-2010	Revision Outlook	A+			
22-DEC-2009	Affirmed	A+			
02-OCT-2008	Affirmed	A+			
29-MAY-2007	Affirmed	A+			
29-JUN-2006	Affirmed	A+			
02-AUG-2005	Downgrade	A+			
24-MAR-2004	Affirmed	AA-			
27-MAR-2003	Affirmed	AA-			
05-MAR-2002	New Rating	AA-			

ANDALUCÍA

Andalusia, Autonomous Community of

RATING HISTORY - Long Term Rating

Date	Rating Action	Rating	KEY	OUTLOOK	WATCH
31-MAY-2013	Downgrade	BBB-	Positive		
31-MAY-2012	Downgrade	BBB-	Negative		
09-MAR-2012	Rating Watch On	A+	Evolving		
02-FEB-2012	Downgrade	A-	Stable		
21-DEC-2011	Rating Watch On	A+			
14-SEP-2011	Downgrade	A+			
17-SEP-2010	Downgrade	AA-			
05-OCT-2009	Revision Outlook	AA-			
01-JUL-2008	Affirmed	AA-			
25-SEP-2007	Affirmed	AA-			
24-OCT-2006	Affirmed	AA-			
27-SEP-2005	Upgrade	AA-			
19-OCT-2004	Affirmed	AA-			
01-OCT-2003	Affirmed	AA-			
12-NOV-2002	Affirmed	AA-			
14-SEP-2001	Affirmed	AA-			
04-SEP-2000	Affirmed	AA-			
24-JUN-1999	New Rating	AA-			

MADRID

Madrid, Autonomous Community of

RATING HISTORY - Long Term Rating

Date	Rating Action	Rating	KEY	OUTLOOK	WATCH
15-APR-2013	Affirmed	BBB-	Positive		
08-JUN-2012	Downgrade	BBB-	Negative		
31-MAY-2012	Downgrade	A-	Evolving		
02-FEB-2012	Downgrade	A-	Stable		
21-DEC-2011	Rating Watch On	AA-			
10-OCT-2011	Downgrade	AA-			
22-DEC-2010	Affirmed	AA-			
25-JAN-2010	Affirmed	AA-			
18-FEB-2009	Revision Outlook	AA-			
15-FEB-2008	Affirmed	AA-			
03-NOV-2006	Affirmed	AA-			
21-DEC-2005	Affirmed	AA-			
22-FEB-2005	Affirmed	AA-			
16-DEC-2003	Affirmed	AA-			
21-FEB-2003	Affirmed	AA-			
21-FEB-2002	Affirmed	AA-			
18-DEC-2000	Affirmed	AA-			
23-DEC-1999	Upgrade	AA			
23-DEC-1998	New Rating	AA-			

CATALUÑA

Catalonia, Autonomous Community of

RATING HISTORY - Long Term Rating

Date	Rating Action	Rating	KEY	OUTLOOK	WATCH
08-MAR-2013	Affirmed	BBB-	Positive		
13-SEP-2012	Rating Watch On	BBB-	Negative		
31-MAY-2012	Downgrade	BBB-	Evolving		
09-MAR-2012	Downgrade	BBB+	Stable		
02-FEB-2012	Rating Watch Maintained	A-			
22-DEC-2011	Rating Watch On	A-			
14-SEP-2011	Downgrade	A-			
17-SEP-2010	Downgrade	A-			
26-OCT-2009	Revision Outlook	A+			
22-SEP-2008	Affirmed	A+			
05-DEC-2007	Affirmed	A+			
15-DEC-2006	Downgrade	A+			
19-DEC-2005	Affirmed	AA-			
22-SEP-2004	Affirmed	AA-			
06-OCT-2003	Affirmed	AA-			
02-OCT-2002	Affirmed	AA-			
09-JUL-2001	Affirmed	AA-			
26-JUN-2000	Affirmed	AA-			
21-JUN-1999	Affirmed	AA-			
12-MAY-1998	New Rating	AA-			

Se omite aquí el cuadro de la calificación de la deuda soberana de Alemania, dado que en el período analizado fue siempre AAA, con un *Outlook* estable y sin marca en el *Rating Watch*²⁶.

Para poder hacer comparable la calificación con los spreads soberanos y sub-soberanos, juntamente con las tasas de interés, se practicó una transformación numérica de las letras y de los signos del *Outlook* y del *Rating Watch* de la siguiente manera, siguiendo a della Paolera y Grandes (2012) y adaptándolo al caso: a las calificaciones principales con letras, se le asignó un número entero del 10 al 100 (100 para la calificación en letras más alta y 10 para la más baja), mientras que se le sumó 2,5 puntos cuando era acompañada por un signo +, y se le restó 2,5 puntos cuando era acompañada por signo -, para que el signo no alejara a la calificación del conjunto de letras determinante, e.g., se entiende que la calificación AA+ estará más cerca de

²⁶ Por eso se lo considera activos libres de riesgo.

AA que de AAA. Así, las calificaciones se convierten en una variable numérica factible de ser introducida en la regresión econométrica²⁷:

Cuadro 5: Criterio de conversión de *ratings* en forma numérica

AAA	100
AA+	92,5
AA	90
AA-	87,5
A+	82,5
A	80
A-	77,5
BBB+	72,5
BBB	70
BBB-	67,5
BB+	62,5
BB	60
BB-	57,5
B+	52,5
B	50
B-	47,5
CCC	40
CC	30
C	20
RD	10
D	0

A su vez, las calificaciones adicionales, es decir, el *Outlook* y el *Rating Watch* se transformaron sumándole a la calificación original un 10% si fuera positiva o restándole un 10% si fuera negativa:

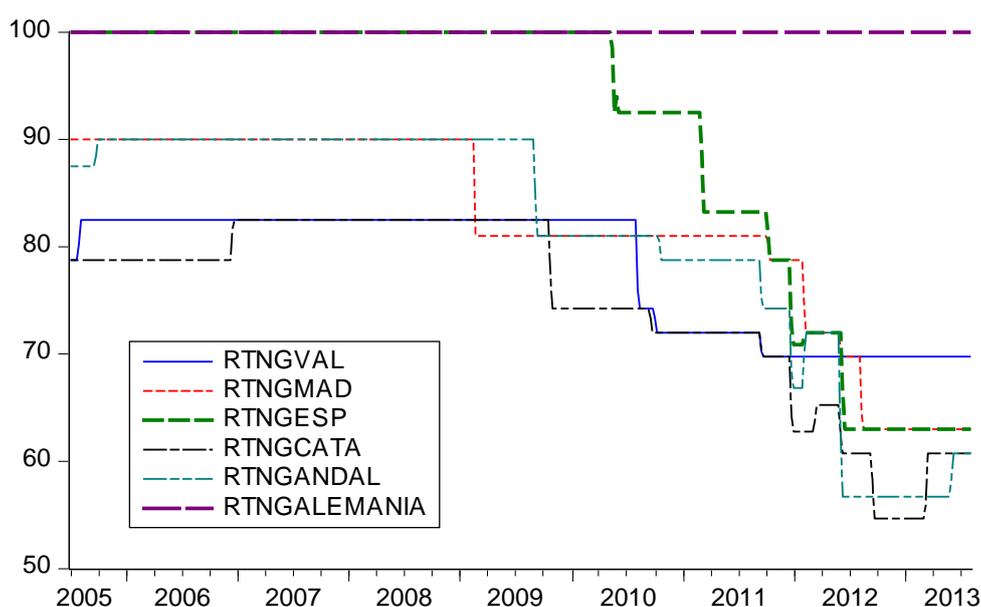
Cuadro 6: Criterio de conversión numérica de *Outlook* y *Watch*

	Outlook	Watch
Positive	10%	10%
Negative	-10%	-10%
Stable	0%	
Envolving		0%

De esta manera, los *ratings* fueron transformados en un valor numérico:

²⁷ Se omite la apertura en esta tabla de las calificaciones por debajo de CCC porque ninguna serie contenía ninguno de esos datos.

Gráfico 2: Ratings soberanos y sub-soberanos (numéricos)



Fuente: elaboración propia en base a Fitch Ratings

3.4.4. Deuda-PBI: Como medida adicional o alternativa, siguiendo a Hartelius et al. (2008) y Schuknecht, et al. (2008, 2010), una buena medida de medición de la disciplina fiscal de un Estado es evaluar el ratio deuda-PBI. En este caso, se incorporaron como alternativa a los *ratings* de la calificadora de riesgo, como medida de mayor robustez estadística. La deuda que se toma es la que se elabora según el Protocolo de Déficit Excesivo (PDE), de acuerdo a los tratados firmados por los países de la Eurozona y de la Unión Europea.

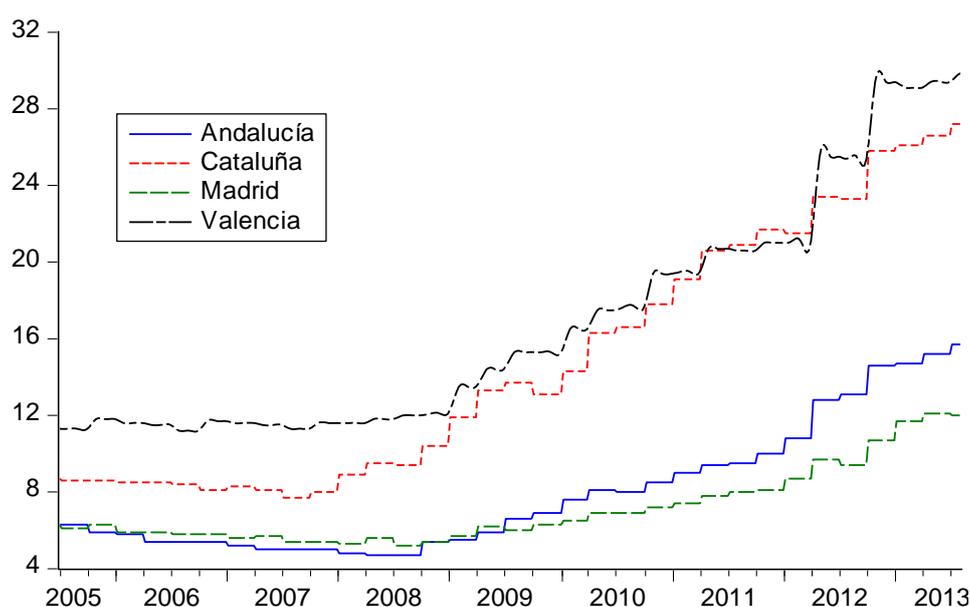
El concepto de “Deuda elaborada según el Protocolo de Déficit Excesivo” se diferencia del concepto de “Pasivos totales” en que no incluye los pasivos de las Administraciones Públicas (AAPP) en poder de otras AAPP ni los créditos comerciales y otras cuentas pendientes de pago. Los métodos de valoración de los pasivos que se aplican en la deuda elaborada bajo el PDE se realizan bajo criterios específicos²⁸.

El concepto de deuda elaborada según el PDE tiene la virtud de estar definido según normas homogéneas de cumplimiento obligatorio para todos los países de la Unión Europea y de estar sometido a un escrutinio minucioso por parte de la Comisión Europea (Eurostat), lo que lo hace ciertamente comparable entre los distintos Estados miembros de la Unión. Esto no sucede con cualquier definición establecida con criterios de un solo país. Además, el concepto de deuda elaborada según el PDE es totalmente aplicable a los fines de este trabajo, dado que, por un lado, es aquel cuyos datos se publican con menor desfase temporal y, por otro lado, su evolución constituye una buena proxy de los pasivos totales. Los pasivos totales es el concepto de deuda utilizado en las cuentas financieras que elaboran todos los Estados miembros de la UE.

²⁸ Ver

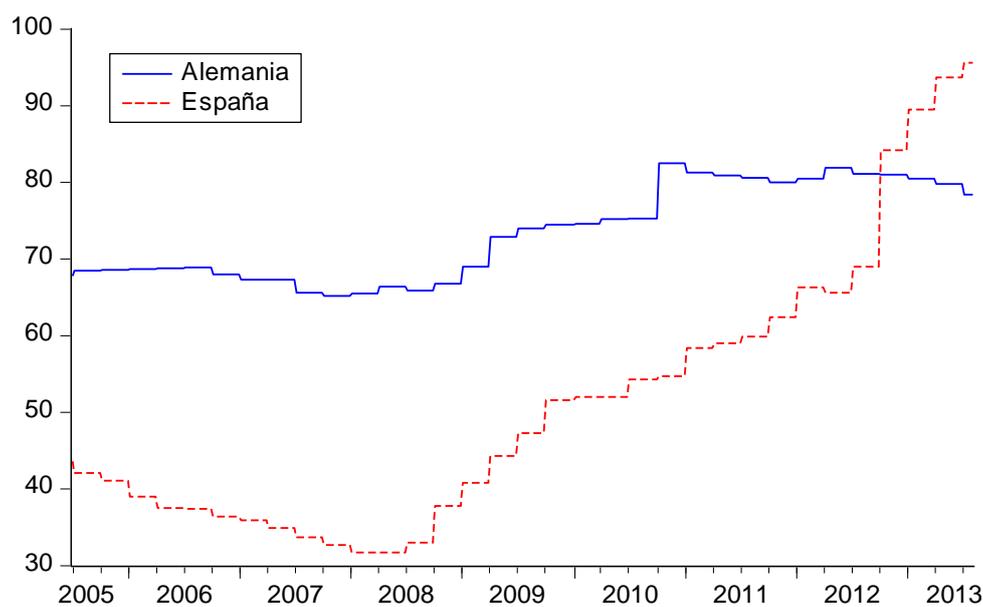
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/government_finance_statistics/documents/EDPI_ES_2009.pdf

Gráfico 3: Deuda-PBI comunidades autónomas



Fuente: elaboración propia en base a Banco de España

Gráfico 4: Deuda-PBI Alemania y España²⁹

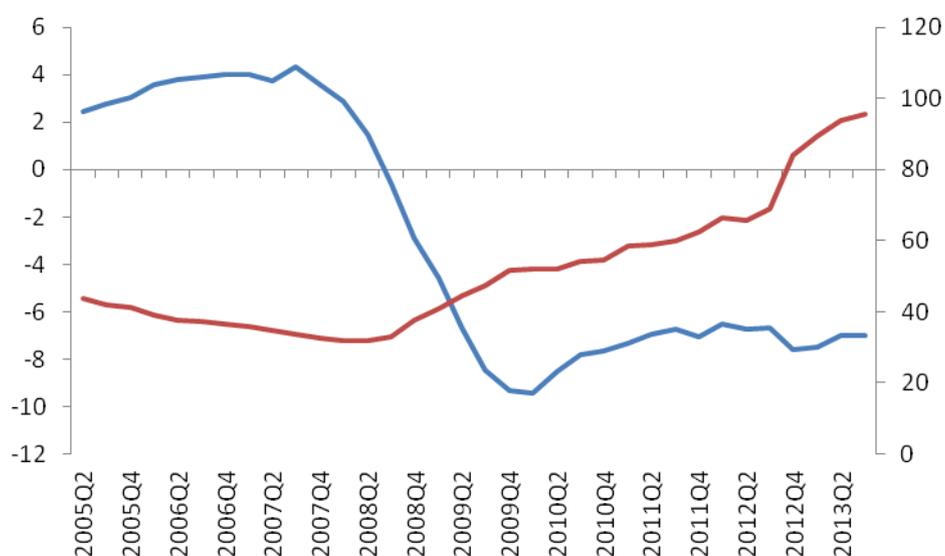


Fuente: elaboración propia en base a Banco de España y Eurostat

Para seguir estrictamente a Schuknecht, et al. (2008, 2010), hubiera sido necesario agregar los datos trimestrales de los déficit fiscales de los emisores. Si bien los datos del gobierno central de España estaban disponibles, no se pudo alcanzar la serie histórica trimestral de las comunidades autónomas seleccionadas. De todos modos, acercando a la utilización de los *ratings*, se contemplan estos datos de resultado fiscal.

²⁹ Según el Protocolo de Déficit Excesivo.

Gráfico 5: Resultado fiscal y deuda España como % PBI



Fuente: elaboración propia en base a World Bank y Ministerio de Hacienda Pública.

No obstante lo anterior, se ensayaron regresiones econométricas con los resultados fiscales del gobierno central para el caso de los premios al riesgo soberanos.

A su vez, siguiendo a Schuknecht, et al. (2008, 2010), también se tomaron las deudas relativas³⁰ al *benchmark*, es decir, a Alemania, para acompañar la robustez del estudio, con resultados similares a los de la deuda-PBI de cada Estado.

3.4.5. Euribor: La aversión general al riesgo también puede verse afectada por el nivel general de tasas de interés de otros mercados. En general, cuando la tasa de plazo más largo es baja en comparación con la de corto plazo, los inversores comienzan a buscar rendimientos más atractivos para sus colocaciones y comienzan a ofertar tasas más atractivas en comparación con la tasa de interés de corto plazo (Schuknecht, et al., 2008, 2010). Siguiendo a Schuknecht, et al., se tomará el interés de corto plazo (3 meses), en puntos básicos, y como alternativa, la de 6 meses.

La introducción por parte de la Unión Europea de una moneda única a partir de 1999, hizo que los bancos europeos considerasen la estimación de una nueva tasa interbancaria de referencia dentro de la Eurozona. La Euribor (Euro Interbank Offered Rate) es un *benchmark* de la tasa de interés del mercado de dinero europeo surgido a partir del establecimiento de la moneda común en 1999. Respaldada por la *European Banking Federation* (EBF), que representa el interés de alrededor de cinco mil bancos europeos, y por la *Financial Markets Association* (ACI), la Euribor sirve de aproximación a la tasa de corto plazo alternativa. La Euribor es la tasa de interés ofrecida por un banco de primera línea a otro de primera línea en el mercado europeo interbancario. El criterio de ponderación está establecido por el mercado, de modo de que se asegure la diversificación de los ponderadores para que refleje adecuadamente el nivel de tasa del mercado.

³⁰ Ratio deuda-PBI del Estado sobre ratio deuda-PBI de Alemania.

3.4.6. Eonia (Euro OverNight Index Average): es el índice medio del tipo del euro a un día, fruto de las operaciones de crédito interbancarias.

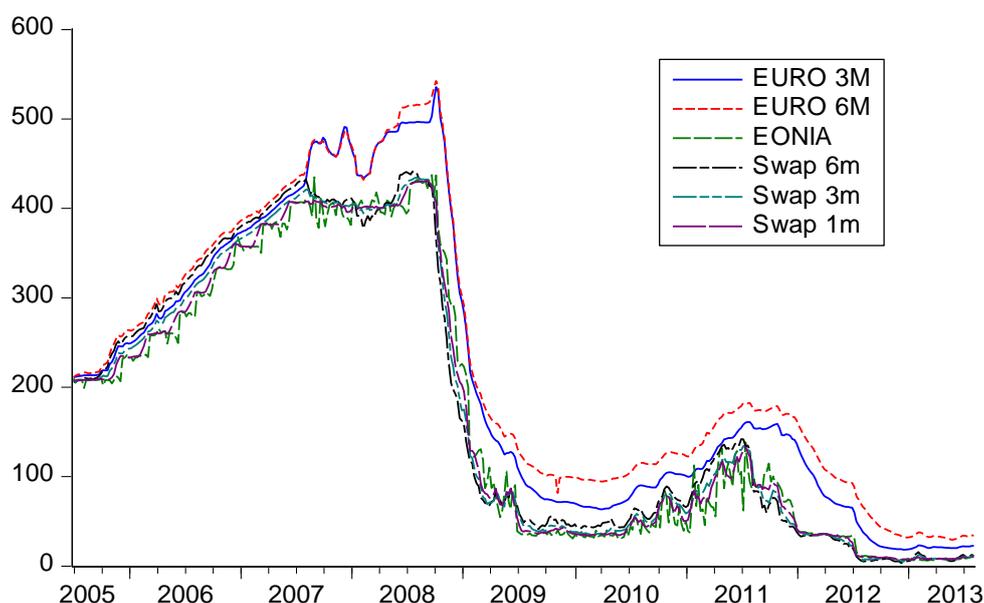
Las diferencias fundamentales con el Euribor son primero, que este último corresponde a operaciones con plazos determinados que exceden el día y que mientras que el Eonia se elabora a partir de las operaciones realizadas, el Euribor se elabora a partir de los precios ofertados para la demanda y oferta de capitales entre entidades.

Lo calcula el BCE de datos suministrados por un panel de instituciones de crédito.

El uso de las tasas nominales evita la inclusión de las expectativas de inflación como variable independiente, dado que las diferencias entre las expectativas y la inflación son realmente limitadas y, en general, la reacción de los diferenciales de los rendimientos nominales con respecto a la inflación suelen tender a ser irrelevantes a los largo del tiempo (Schuknecht et al., 2010).

3.4.7. Tasa forward: Se tomará el promedio entre la EONIA *swaps* de 1 mes, 3 meses y 6- meses , aunque también se han realizado ensayos estadísticos siguiendo a della Paolera y Grandes (2012), utilizando la cotización de los *swaps* de tasas a 3 meses en lugar del promedio, con resultados similares.

Gráfico 6: Euribor, Eonia y tasa swap



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

3.4.8. Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index (VIX): El impacto de una aversión general al riesgo en los rendimientos de los activos de renta fija entre distintos países, tiene un respaldo empírico: Dungey et al. (2000) muestra una fuerte evidencia de un factor internacional común en varios diferenciales de renta; Copeland y Jones (2001) muestran que los diferenciales de tasa de interés entre los países de la Eurozona se agrandan en períodos de crisis financieras; Lemmen (1999) observa que los diferenciales entre los rendimientos de los activos soberanos y sub-soberanos en Australia, Canadá, Alemania, Suiza y

Estados Unidos, también se agrandan de forma considerable a partir del estallido de la crisis del Sudeste Asiático en 1997 y del *default* ruso de 1998. Parecería que en períodos de crisis financieras o de aumento de la incertidumbre los inversores se mueven a activos considerados más seguros y que tengan mayor profundidad de mercado, el llamado *fly-to-quality*, ensanchando los *spreads* entre éstos y los activos de emisores con mayores probabilidades de *default*. La aproximación a la aversión general al riesgo del inversor se hará a través del índice VIX.

Es el índice de volatilidad del mercado de opciones de Chicago, desarrollado en el año 1993 por el mercado de opciones de Chicago "Chicago Board Options Exchange" (CBOE). El día 20 de octubre de 2008 alcanzó el nivel más alto de su historia en plena crisis financiera, con un nivel de 89,53. Nótese que, justamente, este día está incluido en la serie analizada. El índice VIX muestra la volatilidad implícita de las opciones sobre el índice para un periodo de 30 días, para ello se calcula tomando el promedio ponderado de la volatilidad implícita de ocho opciones *call* y *put* OEX (opciones S&P 500).

Cuando existe alta volatilidad en el mercado, el VIX alcanza una cifra elevada y se correlacionan con caídas del S&P 500, indicándonos que en el mercado hay miedo y pesimismo y suele coincidir con mínimos en el índice de referencia, es en estos momentos donde se producen fuertes movimientos en los mercados bursátiles, mientras que cuando el VIX está en mínimos, hay alegría y confianza. Se calcula utilizando una serie de opciones del S&P 500. Aunque existen otros índices de volatilidad, como son el VXN para el Nasdaq 100, el RVX para el Russell 2000 y el VXD para el *Dow Jones Industrial Average*, el VIX es el más famoso y más utilizado.

La teoría de este indicador se basa en que si el mercado es bajista, los inversores creen que el mercado va a seguir cayendo y, entonces, cubrirán sus carteras comprando más *puts*. Al contrario, si los operadores tienen expectativas alcistas, no comprarán *puts*, puesto que no verán la necesidad de cubrir sus carteras ante posibles bajas. Es decir que el VIX descuenta expectativas en un futuro cercano a través del movimiento de los *puts* sobre el S&P, y, en general, funciona en sentido inverso al índice.

La serie del VIX se utilizó con frecuencia diaria para hacerla coincidir con la expresión de las cotizaciones de los bonos (30 de junio de 2005 al 7 de agosto de 2013, 2117 observaciones).

3.4.9. Euro Stoxx 50 Volatility (VSTOXX): No obstante la utilización del VIX como medida global de aversión al riesgo, se agregó al conjunto de series estadísticas, el VSTOXX, una medida de volatilidad del mercado de acciones europeas.

El índice VSTOXX está basado en el precio de las opciones sobre el EURO STOXX 50 y está diseñado para reflejar las expectativas de volatilidad de corto plazo a largo plazo del mercado y a través de la medición del cuadrado de las raíces de la varianza implícita a través de todas las opciones de un determinado tiempo de expiración.

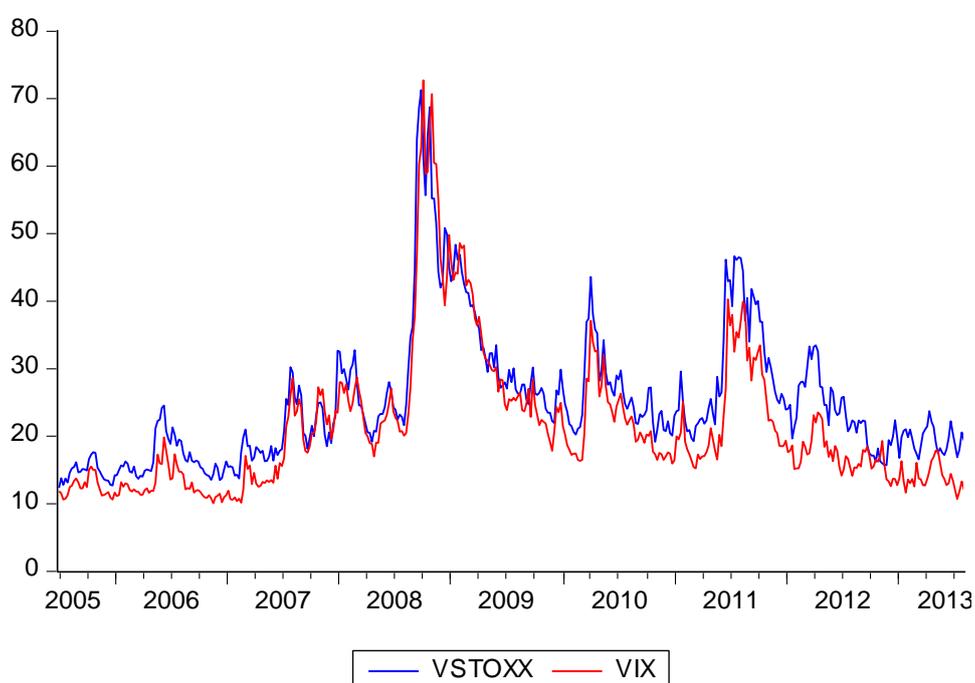
El VSTOXX es parte de una familia de indicadores consistentes de volatilidad, sumados al VDAX-NEW que está basado en el índice de acciones alemanas, DAX, y el VSMI, basado en el índice de precios de las acciones suizas, el SMI. Los tres están altamente correlacionados.

Desde enero de 2000, el VSTOXX mostró una correlación del 91% con el VDAX-NEW y del 80% con el VFTSE de Londres. Esto refleja la alta correlación entre los mercados locales de activos, lo que lo hace adecuado para el propósito de este trabajo. En el mismo periodo, el EURO STOXX 50 mostró una correlación del 93% con el DAX y del 89% con el FTSE 100 de Londres.

A su vez, el VSTOXX tiene una correlación de entre 51% y 52% con el VIX, lo que refleja la moderada correlación de entre 53% y el 61% entre las acciones europeas y el mercado estadounidense³¹.

Como medida regional de la volatilidad de la Eurozona, se eligió el VSTOXX. Este índice regional de volatilidad fue desarrollado siguiendo la metodología utilizada por la CBOE para elaborar el VIX y es una medida de referencia para medir el temor del inversor en Europa.

Gráfico 7: VSTOXX vs VIX



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

3.4.10. Premio a la liquidez: Gravelle (1999) muestra que existe una significativa correlación negativa entre el precio de venta (*ask*) del mercado y el de compra (*bid*) y la oferta de ese activo, lo que sugiere que existe una relación entre el tamaño del mercado para ese activo y los efectos sobre su liquidez. Para aproximar el premio por liquidez se tomará, entonces, la forma tradicional de la diferencia entre *bid* y *ask* como porcentaje del precio de compra por parte del comprador (*ask*), tomado como una referencia de los costos de transacción o costo de salida (Fleming, 2003), i.e. cuanto menor sea la liquidez, mayor será el costo de salida con respecto al precio de entrada.

3.4.11. Volatilidad de la tasa: Los retornos excesivos en cualquier clase de activo transado en un mercado financiero con cierta liquidez, usualmente se caracterizan por presentar un

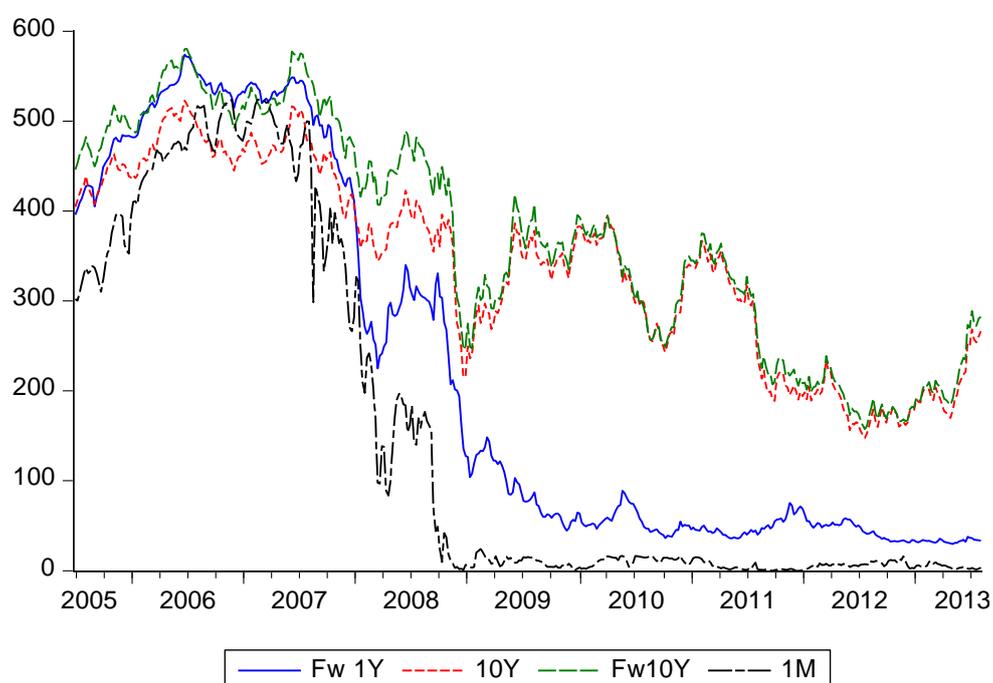
³¹ Fuente: Standard & Poors.

exceso de kurtosis, y, por largas fluctuaciones que son seguidas por otras de similares características³², llamado usualmente *clusters* de volatilidad (Brousseau y Durré, 2013).

Siguiendo a Brousseau y Durré (2013), se tomará la diferencia entre la tasa *spot*, es decir, la *short-term unsecured deposit of maturity 1-day (effective overnight index average, EONIA)* y la Euribor a 3 meses, siguiendo a della Paolera y Grandes (2012), y la de 6 meses como alternativa para medir la volatilidad de la cola de la curva de tasa de corto plazo.

3.4.12. Otras medidas de volatilidad y liquidez: siguiendo a González Rozada y Levy Yeyati (2008), se ensayaron regresiones con la tasa de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos de corto y de largo plazo y, siguiendo a Schuknecht, et al. (2008, 2010), se incluyó la diferencia entre ellas.

Gráfico 8: Bonos del tesoro

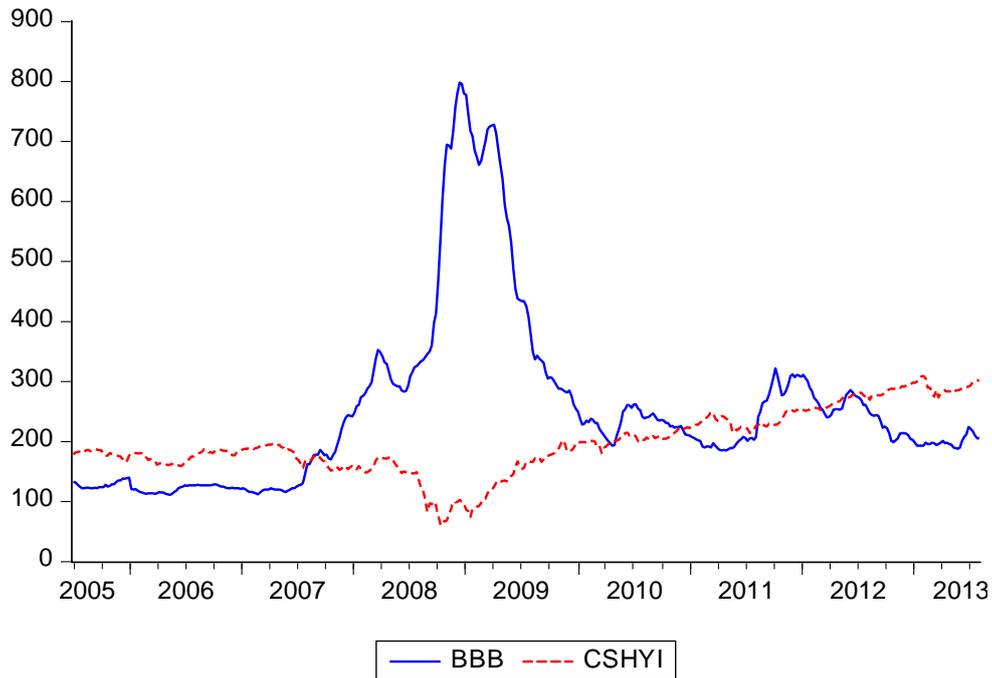


Fuente: elaboración propia en base a Fed.

A su vez, nuevamente siguiendo a González Rosada y Levy Yeyati, como medida de aversión general al riesgo del inversor, se ensayaron regresiones utilizando el índice *High Yield* del Credit Suisse Bank, y, siguiendo a Schuknecht, et al., se hizo lo propio con el *spread* entre los bonos corporativos de Estados Unidos y los Bonos del Tesoro, elaborado por Merrill Lynch-Bank of America.

³² Los cuadrados de los valores absolutos del exceso de retorno están auto-correlacionados.

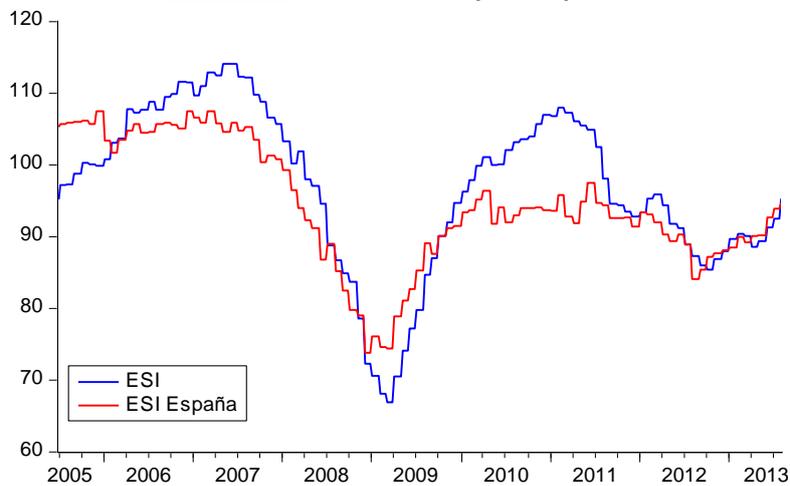
Gráfico 9: HYCSI y BBB



Fuente: elaboración propia en base a *Credit Swiss Bank* y *Merrill Lynch*.

3.4.13. Indicador de sentimiento económico: El índice de sentimiento económico, en inglés, Economic Sentiment Indicator (ESI), es un índice indicador compuesto por cinco indicadores sectoriales de confianza con distinto grado de ponderación: indicador de confianza industrial, el indicador de confianza del sector servicios, el indicador de confianza del consumidor, el indicador de confianza de reventa minorista y el indicador del sector de la construcción. Los indicadores de confianza son medias aritméticas ajustadas por estacionalidad de un conjunto de preguntas seleccionadas relacionadas fuertemente con la variable que pretende seguirse. Las encuestas están definidas dentro de la *Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*. El ESI es calculado como un índice, cuya media es 100 y el desvío estándar es de 10 sobre un período de muestra fijo y estandarizado. La fuente de la recolección de los datos fue EUROSTAT.

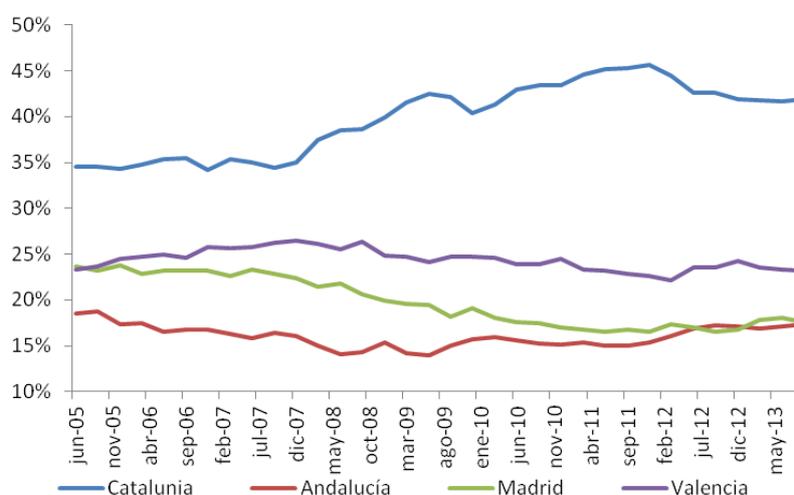
Gráfico 10: ESI Eurozona y ESI España



Fuente: elaboración propia en base a EUROSTAT.

3.4.14. Series ponderadas y ponderador: la construcción de los índices ponderados de las series sub-soberanas se basó en la estimación trimestral de la deuda de cada una de las comunidades, ponderándolas por su participación en la suma de ellas. Finalmente, cada una de las series fueron unificadas a través de la multiplicación de este ponderador por la propia serie de cada comunidad para construir un *proxy* para la medición estructural de los gobiernos sub-soberanos como conjunto. Para poder estimar el modelo con las series ponderadas del gobierno soberano, se construyeron las series multiplicando el *spread* del bono más largo (España 2037) con el ponderador equivalente de Cataluña (2037), y el bono más corto (España 2015) por uno menos el ponderador de Cataluña, lo que agruparía al resto de las comunidades con vencimiento 2015.

Gráfico 11: Ponderadores comunidades autónomas



Fuente: elaboración propia en base a datos propios y Banco de España.

3.4.15. Tests de raíz unitaria: todas las series mostraron ser $I(1)$ a través del test *Augmented Dickey-Fuller* (ADL) realizado en cada una de las series, lo que significa que no son series estacionarias a nivel, como era de esperar, pero sí lo son en la primera diferencia, lo que permite aplicar la teoría de cointegración, con la excepción de las volatilidades de la tasa (3 y 6 meses) y el VSTOXX que son, las tres, $I(0)$. En el anexo 1 se muestran los estadísticos de prueba y el *p-value* de los test ampliados de Dickey-Fuller.

3.4.16. Estadística descriptiva de las series

Cuadro 7: Estadísticas descriptivas

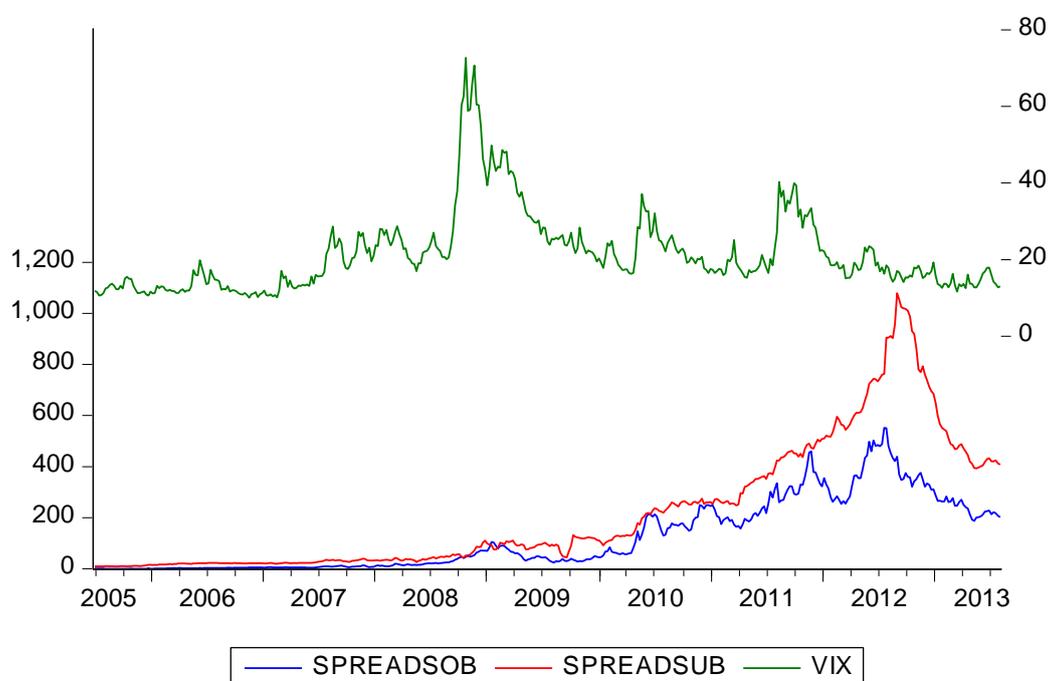
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvío	Asimetría	Kurtosis	Jarque-Bera	Prob.	Obs.
SPREAD SOB	124.13	49.05	551.69	0.03	139.17	0.95	2.80	64.58	0.00	423
SPREAD SUB	219.98	96.15	1079.10	9.10	252.44	1.35	4.07	148.24	0.00	423
EURO 3M	212.93	153.46	535.68	18.30	159.44	0.52	1.83	42.82	0.00	423
RTNG ESP	90.58	100.00	100.00	63.00	13.82	-1.12	2.63	91.40	0.00	423
RTNG SUB	77.99	83.25	85.50	59.95	8.36	-0.93	2.50	65.33	0.00	423
Bid Ask ESPANA	18.03	6.21	114.94	3.98	21.13	1.87	6.28	436.09	0.00	423
Bid Ask SUB	131.05	51.41	692.48	24.27	151.33	1.33	3.51	130.08	0.00	423
VIX	21.43	18.60	72.72	10.08	10.40	2.00	8.00	722.58	0.00	423
DEUDA ESP	50.84	47.30	95.60	31.70	17.31	1.02	3.26	74.63	0.00	423
DEUDA SUB	12.76	11.34	23.15	7.67	5.02	0.68	2.09	47.09	0.00	423
DEUDA ALEMANIA	73.40	74.00	82.50	65.20	6.14	0.14	1.39	47.41	0.00	423
SPREAD_ESPANA2015	113.31	43.92	587.56	-2.58	133.04	1.16	3.59	101.42	0.00	423
SPREAD_ESPANA2037	139.00	55.74	521.18	2.50	150.23	0.80	2.26	55.22	0.00	423
SPREAD_MADRID	159.15	87.16	631.12	3.96	161.88	0.98	2.59	70.96	0.00	423
SPREAD_VALENCIA	296.42	117.38	1586.52	7.86	370.06	1.64	5.06	264.10	0.00	423
SPREAD_CATALUNIA	205.89	62.64	946.04	0.80	229.59	1.08	3.16	83.41	0.00	423
SPREAD_ANDALUCIA	212.65	80.60	1494.92	-6.52	297.70	2.72	11.50	1793.31	0.00	423
RTNG ANDALUCIA	81.08	87.50	90.00	56.70	11.45	-1.14	3.00	91.04	0.00	423
RTNG CATALUNIA	74.66	78.75	82.50	54.68	8.55	-0.96	2.78	65.51	0.00	423
RTNG MADRID	82.13	81.00	90.00	63.00	9.02	-0.99	2.89	69.41	0.00	423
RTNG VALENCIA	78.09	82.50	82.50	69.75	5.74	-0.58	1.41	68.31	0.00	423
DEUDA ANDALUCIA	7.91	6.60	15.70	4.70	3.28	1.03	2.83	75.69	0.00	423
DEUDA CATALUNA	14.73	13.30	27.20	7.70	6.44	0.51	1.80	43.61	0.00	423
DEUDA MADRID	7.08	6.30	12.10	5.20	1.93	1.32	3.71	132.15	0.00	423
DEUDA VALENCIA	16.76	14.94	29.99	11.16	5.96	0.90	2.59	60.36	0.00	423

4. Resultados empíricos

4.1. Análisis comparativo de las series

La instauración de un régimen monetario común para los países miembros de la Eurozona ha permitido la difusión del *shock* originalmente producido en Estados Unidos a partir de la explosión de la llamada crisis *sub-prime* que tuvo un impacto directo en la liquidez mundial y en la aversión al riesgo de los inversores. Esto se evidencia en los saltos sin precedentes que experimentaron todas las medidas de volatilidad presentadas anteriormente en este trabajo. Sin embargo, el efecto en las economías de la Eurozona no es inmediato, tampoco en lo que respecta a las cuestiones estructurales de riesgo que se definieron anteriormente, ligadas principalmente al riesgo crediticio soberano y sub-soberano, i.e., *ratings* y niveles de deuda.

Gráfico 12: Volatilidad y *spreads*



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

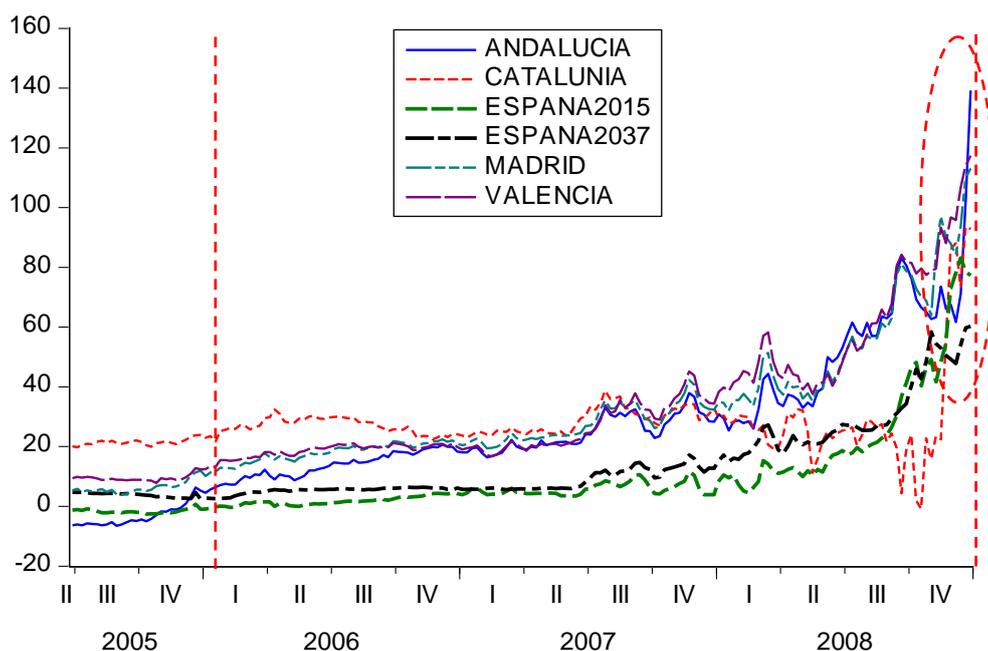
El inicio de la crisis en Estados Unidos se remonta a septiembre de 2008 con la quiebra del banco de inversión Lehman Brothers, mientras que el pico de los *spreads* se observa hacia el último trimestre de 2012, momento en el que España pide ayuda financiera al BCE, y significa cuatro años de diferencia con respecto al inicio de la crisis en Estados Unidos, tiempo en el que el *shock* exógeno sobre las economías europeas se difundió, difundiendo, también, la contracción de la liquidez y las necesidades de financiamiento, problema profundizado a partir de la crisis de deuda griega³³.

³³ Para mayor información sobre los eventos cronológicos, consultar la *timeline* de la crisis del BCE: <http://www.ecb.europa.eu/ecb/html/crisis.es.html>

Como muestra Schuknecht (2008), los premios al riesgo que pagaban los gobiernos centrales de la Unión Europea reaccionan positivamente a su nivel de endeudamiento y déficits, consistente con la hipótesis de disciplina de mercado en el período previo a la crisis, y también antes del establecimiento de la Eurozona. En el caso de los estados sub-soberanos alemanes, en especial los que recibían transferencias a través de la fórmula fiscal establecida en su sistema fiscal federal, recibían un trato más favorable por parte del mercado de bonos que las que no recibían transferencia o lo hacían en montos bien inferiores, esto, antes del establecimiento de la unión monetaria, dado que sus premios al riesgo no respondían plenamente a sus resultados fiscales. Al desaparecer esta posibilidad de recibir rescates del gobierno central con el Tratado de Maastricht, también desapareció su posibilidad de endeudarse a un costo menor en relación a su disciplina fiscal. En el caso español, Schuknecht (2008) encontró que los gobiernos regionales pagaron premios al riesgo relativos a su desempeño fiscal antes y después del establecimiento de la Eurozona. Tanto los gobiernos sub-soberanos españoles como los alemanes pagaron para endeudarse premios al riesgo más altos que sus respectivos gobiernos nacionales. Estas brechas se achicaron después del establecimiento de la zona monetaria, lo que Schuknecht interpreta como un premio a la liquidez como consecuencia del aumento del tamaño y profundidad de todo el mercado de capitales de la Eurozona.

Existe un claro cambio de comportamiento a partir de la crisis de deuda desatada por el *shock* exógeno de la explosión de la burbuja inmobiliaria en Estados Unidos. En los dos casos, en el período que precede a la crisis, en este caso de junio de 2006 a diciembre de 2008, el mercado parece distinguir claramente los distintos niveles de gobierno emisor de deuda agrupando separadamente los soberanos de los sub-soberanos, distinguiendo el plazo de la emisión, al menos hasta finales de 2007 en el caso de los sub-soberanos pero sin discriminar con claridad el plazo en los bonos emitidos por el gobierno central.

Gráfico 13: Evolución pre-crisis de los *spreads*



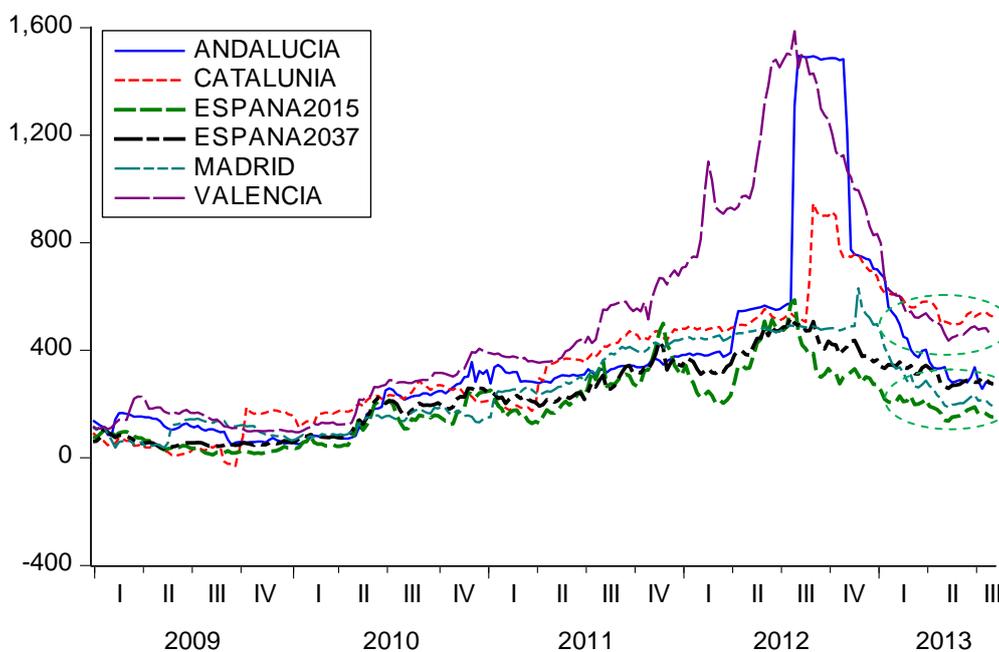
Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

Incluso, es notable el caso de Cataluña, en el que, también a pesar del mayor plazo de emisión y de que, de las cuatro comunidades tomadas, es una de las dos que tiene mayor relación deuda-PBI, no sigue un comportamiento similar al resto de las comunidades, manteniéndose más o menos estable. Es más, a partir de tercer trimestre de 2007 su *spread* absoluto comienza a bajar, separándose del grupo de comunidades autónomas estudiado, hasta que con la explosión de la crisis hace el *catch up* con el resto. Hay que tener en cuenta que Cataluña es uno de los Estados sub-soberanos que tiene menor proporción relativa de la relación ingresos corrientes-transferencias para pueda justificarse su bajo premio al riesgo comparado con el resto. En este sentido tampoco lo explicaría la calificación crediticia, que está por debajo del grupo estudiado, ni el premio a la liquidez, ya que según la serie de la relación BID-ASK, Cataluña se encuentra bien por encima del resto de las comunidades autónomas.

Después de la explosión de la burbuja *sub-prime* y, consecuentemente, con la crisis de deuda de la Eurozona, los *spreads* soberanos tienden a igualarse a los sub-soberanos, hasta que en la segunda mitad de 2012³⁴, momento en el que España pide la asistencia financiera al BCE, los mercados vuelven a distinguir los *spreads* según el emisor.

Luego del pico producido entre la primera y la segunda mitad de ese año, los inversores parecen haber distinguido dos grupos de emisores de bonos: tanto Cataluña como Valencia se quedan en niveles de 400 bp, que son las comunidades que mayor relación de deuda tienen, mientras que los otros, incluidos los soberanos, oscilan al final de la muestra, entre los 150 y los 270 bp.

Gráfico 14: Evolución post-crisis de los spreads



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

³⁴ Con excepción de Valencia, que se separa un poco antes.

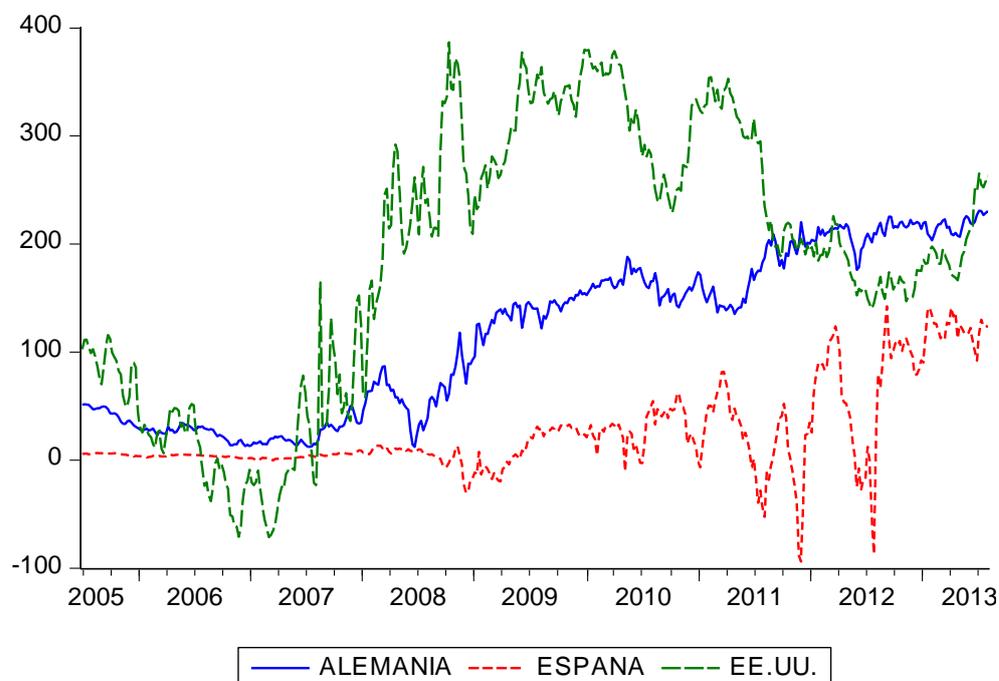
Dado que tanto Valencia como Cataluña son los Estados sub-soberanos que mayor relación deuda-PBI muestran a lo largo de toda la serie estudiada, no es evidente que esto les haga pagar un premio al riesgo mayor, ni antes ni después de la crisis. Sólo al final de la serie, es decir, cerca de agosto de 2012, estos dos *spreads* empiezan a mostrarse agrupados por encima de los otros dos sub-soberanos en lo que podría interpretarse como una normalización del mercado y de fortalecimiento de la creencia en la cláusula de *no-bailout* del tratado de Maastricht³⁵.

4.2. Empinamiento de la curva

Una de las cosas que es notable, es el aumento tan marcado de los *spreads* a pesar de la agresiva política monetaria expansiva aplicada por el Banco Central Europeo. Sin embargo, esto es consistente con la literatura financiera que indica que cuando se encarece la tasa de largo plazo con respecto a la de corto, los emisores de bonos deben ofrecer mayores tasas como alternativa al encarecimiento relativo de la tasa de largo plazo, y viceversa (Schuknecht, et al., 2008, 2010). Esto es también consistente con los modelos de valuación del riesgo como CAPM, modelos de índices y mercados y la *Arbitrage Pricing Theory*.

En esta línea, se analizaron las tasas pagadas por los bonos alemanes seleccionados para el período analizado. Esto mostró una apertura del diferencial largo-corto plazo progresivo, a pesar de las bajas tasas, terminando la serie cerca de 200 bp entre el bono más corto y el más largo, con una tendencia creciente. Esto muestra un empinamiento en la curva de tasas del país tomado como *benchmark*, o libre de riesgo.

Gráfico 15: Diferencial tasa bonos largos vs. cortos



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

³⁵ Ver conclusiones.

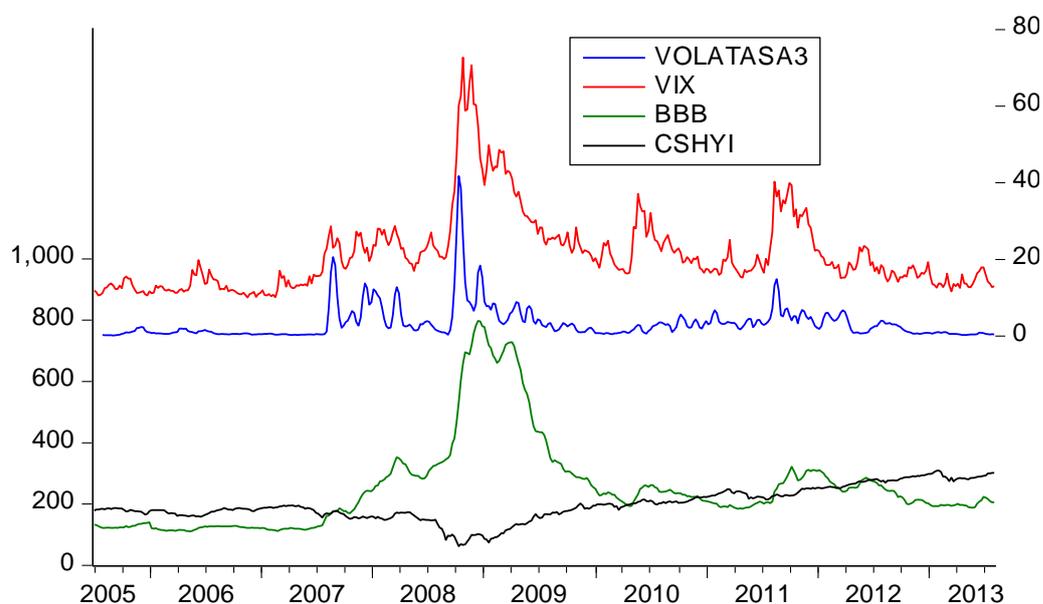
En el caso de España, es coincidente la tendencia en el movimiento tanto del diferencial de tasas como de los *spreads* absolutos pagados por ambas emisiones.

Esto tiene sentido si se tiene en cuenta que el efecto de la política monetaria ultra expansionista de los bancos centrales tiene mayor impacto en las tasas de corto plazo más que en las de largo plazo, encareciendo de forma relativa esta última y forzando a ofrecer mayores niveles de *spreads* a los bonistas. El empinamiento de la curva es consecuencia del aumento de la aversión al riesgo.

4.3. Los efectos de la crisis en la liquidez

Todas las medidas de volatilidad mostraron una tendencia a la normalización después del inicio de la crisis, en septiembre de 2008.

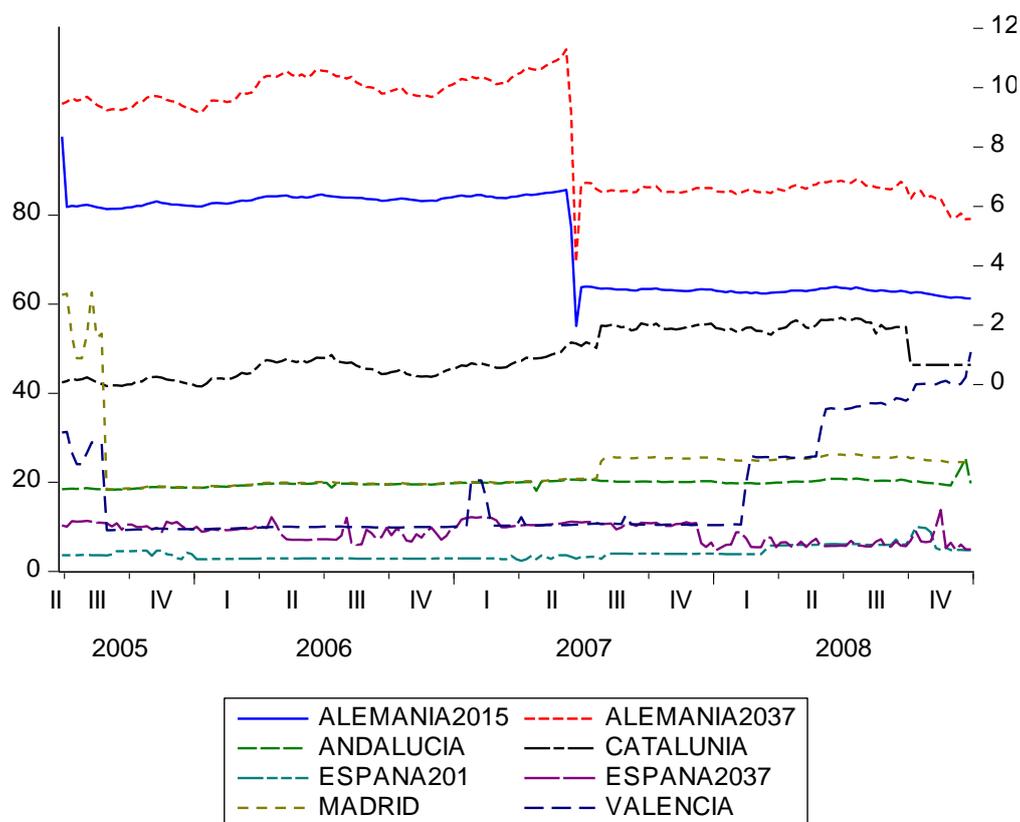
Gráfico 16: Medidas de volatilidad



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

Sin embargo, los *spreads* quedaron en un nivel mucho más alto que en el de pre-crisis. La única medida, además de los *ratings* y de los niveles de deuda que muestran algo similar, es la medida que se introdujo como aproximación a la liquidez de las series (diferencia BID-ASK). El bono que se mantiene claramente por encima de las otras es la de Cataluña. Se puede sospechar que esto sucede debido al mayor plazo de la emisión, aunque si se controla con su par español cuyo vencimiento es similar, no se encuentra el mismo comportamiento, así que, el mayor costo de salida mostrado en esta serie, evidencia una menor profundidad de mercado.

Gráfico 17: BID-ASK pre-crisis



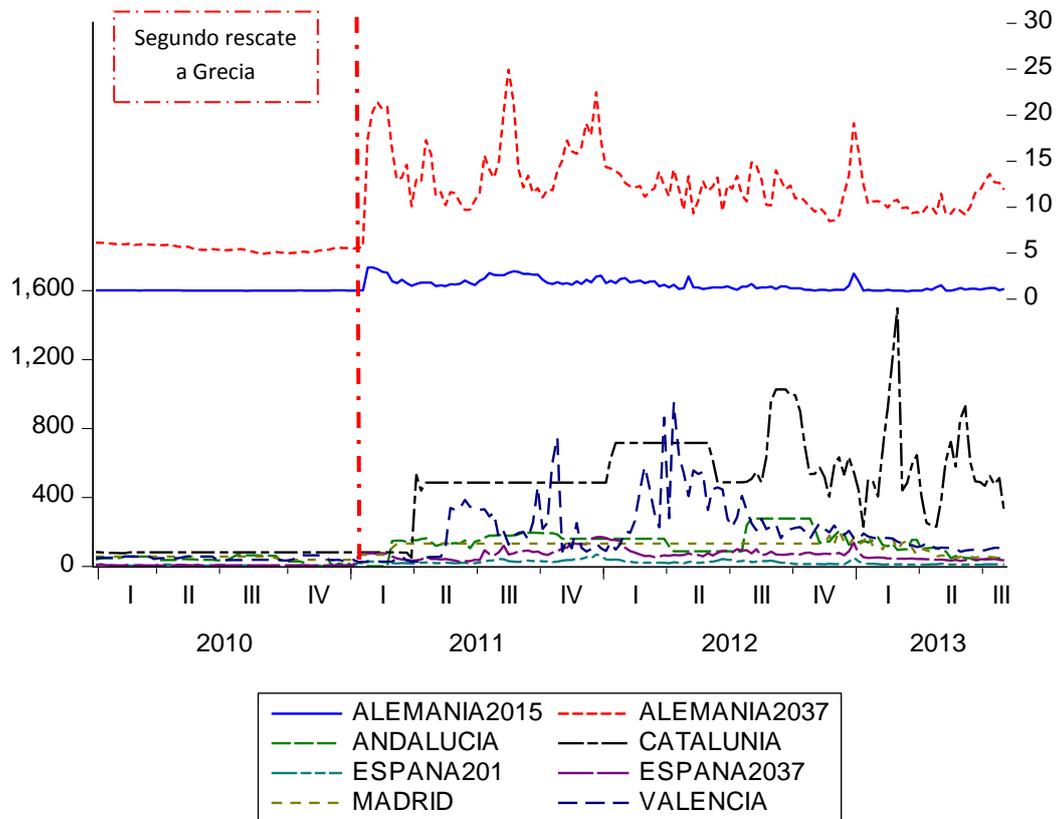
Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

El fenomenal cambio experimentado en el período post- explosión de la burbuja *sub-prime* es notorio a partir de comienzos de 2011, en que todos los diferenciales BID-ASK de los bonos sub-soberanos muestran una marcada subida. No así el bono soberano España 2015 que se mantiene más o menos estable, aunque con un nivel mayor a partir de comienzos de 2011. Sin embargo, la serie de liquidez del bono España 2037 sí muestra una apertura en los costos de transacción, separándose del de vencimiento 2015.

Éstos son indicios de que por un lado aumentó la aversión al riesgo para operar con este tipo de bonos y, por otro lado, que se produjo un efecto de *fly-to-quality* a partir del estallido de la crisis, pronunciándose el efecto a partir de comienzos de 2011, en que los efectos de la crisis comenzaban a esparcirse por toda Europa, especialmente en la Eurozona.

Este efecto de *fly-to-quality* debido a la dispersión del temor de los inversores puede verse más claro si se analiza la evolución de estas mismas medidas de liquidez pero para los bonos soberanos de Alemania. Es notoria la tendencia bajista que muestra la serie previa y durante el estallido de la burbuja *sub-prime*, tanto en la serie del bono más corto como en el del bono más largo. Sin embargo, y éste parece ser definitivamente un momento clave, a partir de comienzos de 2011, el bono más largo experimenta un profundo salto hacia niveles de más del doble, mientras que el bono alemán más corto se mantiene bastante estable, incluso con tendencia descendente.

Gráfico 18: BID-ASK post-crisis



Fuente: elaboración propia en base a Bloomberg.

4.4. Resultados econométricos

En base a la teoría, se fueron ensayando distintos modelos utilizando distintas combinaciones de las variables presentadas arriba, de forma de respetar los tres elementos constitutivos de la valuación del premio al riesgo de los distintos niveles de gobierno, i.e., nivel de tasa de inversión alternativa, las características idiosincráticas del emisor que determinan la probabilidad de *default*, el nivel de liquidez particular y la aversión general al riesgo por parte del inversor. Esto llevó un largo trabajo hasta encontrar las variables que mejor representaran lo que se buscaba investigar. A continuación se muestran los resultados de los modelos que mejor ajustaron, con las combinaciones de variables que resultaron brindar mayor poder explicativo.

4.4.1. Los resultados estructurales

Los resultados estructurales hacen referencia a todo el análisis realizado con los valores ponderados de las series de datos, tal como se explicó en la presentación de los datos estadísticos.

4.4.1.1. Análisis de los spreads ponderados soberanos y sub-soberanos en conjunto

Como el objetivo principal de este trabajo es corroborar la compleja relación entre la característica de imprecisión en el federalismo fiscal español y el *pricing* del riesgo que hace el mercado de los distintos niveles gubernamentales, se inicia el análisis desde un punto de vista más general para después ir a la aplicación específica del modelo mencionado no obstante el desarrollo del modelo de corrección de errores desarrollado más arriba. En este sentido, se partió de la verificación de la cointegración entre los índices de *spread* soberanos y sub-soberanos construidos con este fin³⁶. Tanto los test de Johansen como el de Engle-Granger mostraron cointegración entre las dos variables. Luego, siguiendo a Johansen, se procedió a construir un modelo VAR restringido para ver los niveles de ajuste y testear la exogeneidad en sentido débil (Engle, Hendry y Richards, 1983), y corroborar si alguno se incorpora en la valuación del otro, como muestran della Paolera y Grandes (2012) al incorporar a su modelo de *pricing* soberano al *spread* sub-soberano. Por último, se construyó una estimación, según la metodología Engle-Granger. Se encontraron los siguientes resultados:

Cuadro 8: Resultados *spreads* soberanos y sub-soberanos solos

<u>Johansen</u> ³⁷			<u>Engle-Granger</u>				
Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013 Included observations: 421 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []			Dependent Variable: SPREADSUB Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS) Sample (adjusted): 7/07/2005 8/01/2013 Included observations: 422 after adjustments Cointegrating equation deterministic: C Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)				
Cointegrating Eq:	CointEq1		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	SPREADSUB(-1)	1,00	SPREADSOB	1,737025	0,063881	27,1916	0
	SPREADSOB(-1)	-1,86	C	6,604501	11,9191	0,554111	0,5798
		-0,10					
		[-17.8981]	R-squared	0,884714	Mean dependent var	220,4784	
	C	-1,43	Adjusted R-squared	0,884439	S.D. dependent var	252,5343	
		-19,32	S.E. of regression	85,84708	Sum squared resid	3095283	
		[-0.07413]	Durbin-Watson stat	0,092258	Long-run variance	33292,13	
Error Correction:	D(SPREADSUB)	D(SPREADSOB)	<u>Corrección de errores</u>				
	CointEq1	-0,05	Dependent Variable: D(SPREADSUB)				
		-0,01	Method: Least Squares				
		[-5.60218]	Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013				
	D(SPREADSUB(-1))	0,23	Included observations: 421 after adjustments				
		-0,05	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
		[4.76174]	C	0,681799	0,665159	1,025016	0,3059
	D(SPREADSOB(-1))	0,00	D(SPREADSOB)	0,288472	0,044019	6,553417	0
		-0,05	RESIDEQSOBSUB(-1)	-0,053545	0,007761	-6,899707	0
		[0.03471]					
		[2.95663]					

Como se ve, con los dos métodos los resultados de la relación de largo plazo se aproximan bastante: cada incremento de 100bp en el *spread* soberano representa un aumento de entre

³⁶ Ver presentación de series estadísticas.

³⁷ El test de cointegración y las raíces del modelo pueden verse en el anexo 3.

173bp y 186bp en el *spread* sub-soberano. Lo interesante, a partir de este punto, es la utilización de las ventajas que provee la metodología de Johansen con la construcción de un VAR restringido. Como se ve en la tabla de arriba, el nivel de corrección de error del *spread* sub-soberano, con los dos métodos, es similar y es cercano al 5%. Sin embargo, en la corrección del error del incremental del *spread* soberano, el coeficiente del error es cero y estadísticamente no significativo³⁸, lo que es compatible con el concepto de exogeneidad en sentido débil. Esto significa que el *spread* sub-soberano corrige semanalmente alrededor de un 5% con respecto a la relación de largo plazo, pero no, el *spread* soberano, que es débilmente exógena, lo que dejaría un modelo de corrección de errores a la Engle-Granger:

$$\Delta \text{spread-sub}_t = 0,28 \Delta \text{spread-sob}_t - 0,05 \tilde{\nu}_{it-1} + \mu_{sst}$$

(0,044)	(0,0077)
[6,55]	[-6,8897]

En donde $\tilde{\nu}_{it-1} = \Delta \epsilon_{it}$, es decir, es el error desfasado de la ecuación de cointegración³⁹:

$$\text{spread-sub}_{t-1} = 1,73 \text{spread-sob}_{t-1}$$

Para mayor robustez, se realizó el cálculo a través del método Engle-Granger con el *spread* soberano como variable dependiente, en donde se observan resultados igualmente concluyentes. La estimación del ECM con el *spread* soberano como variable dependiente, muestra un α de ajuste estadísticamente no significativo, mientras que el test de Wald muestra la significatividad del *spread* soberano sobre el sub-soberano y no a la inversa. Esto es presentado en el anexo 4.

Los resultados tienen sentido económico si se piensa que la interrelación financiera favorece a las comunidades autónomas en un sentido de *bailout* por parte del gobierno central, lo que un deterioro de las condiciones de riesgo del “rescatante”, afectarían las condiciones de riesgo del “rescatado”, de forma que si las condiciones del rescatante empeoran, las posibilidades de efectuar un rescate bajan y, por lo tanto, aumentan las probabilidades de *default* del rescatado. La suposición inversa, i.e., el aumento del riesgo crediticio por parte del gobierno central al aumentar el riesgo del sub-soberano no puede comprobarse empíricamente para la relación entre los *spreads* en el corto plazo. Posiblemente esto se deba a que el mercado ya considere la existencia de rescates financieros en el *pricing* de la deuda soberana.

Para investigar la presunción de que una posible correlación en los factores económicos en común entre los distintos niveles gubernamentales esté generando esta relación de largo plazo entre los *spreads* de los distintos niveles de gobierno, se testeó la cointegración de los *ratings*, lo que mostró que las condiciones económicas reflejadas por la calificación crediticia no cointegran entre el nivel soberano y el sub-soberano. Para mayor robustez, también se constató la posible existencia de cointegración de la deuda-PBI relativas al *benchmark*, y la deuda-PBI individual, lo que también fue rechazado por el test de Johansen:

³⁸ Fue corroborado a través de la imposición de restricciones en la formulación del VEC, i.e., $\alpha_{2,1}=0$, resultados que se muestran en el anexo 6.

³⁹ Ver manual de Eviews 7.

Cuadro 9: ADF ratings y deuda estructurales

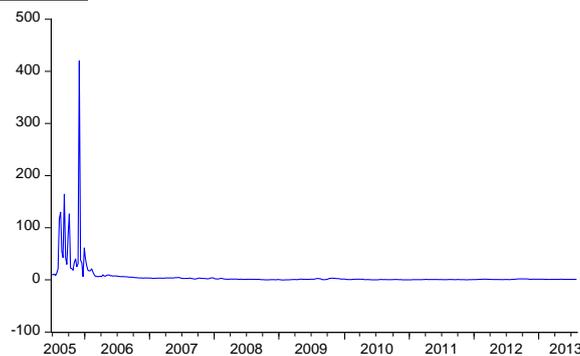
Ratings					Deuda-PBI				
Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013					Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013				
Included observations: 421 after adjustments					Included observations: 421 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)					Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: RTNGESP RTNGSUB					Series: DEUDAESPANA_RELATIVA DEUDASUB_RELATIVA				
Lags interval (in first differences): 1 to 1					Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0,05		Hypothesized		Trace	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0,018851	12,89169	20,26184	0,3726	None	0,028725	20,00939	25,87211	0,2254
At most 1	0,011524	4,879881	9,164546	0,2968	At most 1	0,018215	7,739081	12,51798	0,2737
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level					Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0,05		Hypothesized		Max-Eigen	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0,018851	8,011814	15,8921	0,5463	None	0,028725	12,27031	19,38704	0,3904
At most 1	0,011524	4,879881	9,164546	0,2968	At most 1	0,018215	7,739081	12,51798	0,2737
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level					Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Para ilustrar la enorme interrelación que le da el mercado a los *pricings* de los distintos niveles estatales, se procedió a calcular, como medida adicional a las anteriores, el diferencial entre los distintos *spreads* en proporción al *spread* soberano, i.e.:

$$\text{dif_spreads} = (\text{spread_sub} - \text{spread_sob}) / \text{spread_sob}$$

Esta diferencia debería variar en el tiempo, de valorar el mercado sólo por las condiciones fiscales de los deudores, y de existir un federalismo fiscal definido, a menos que las condiciones de probabilidad de *default* de los distintos niveles de gobierno estuvieran correlacionadas. Como se vio, ni las calificaciones crediticias, ni las relaciones deuda-PBI muestran correlación. Sin embargo, el diferencial del *spread* entre los distintos niveles de gobierno mostró el siguiente comportamiento:

Gráfico 19: Diferencia sob-sub en relación al soberano



Fuente: elaboración propia en base a datos propios y Bloomberg

Con el siguiente resultado en el test de raíz unitaria:

Cuadro 10: test ADF diferencial sub y sob sobre soberano

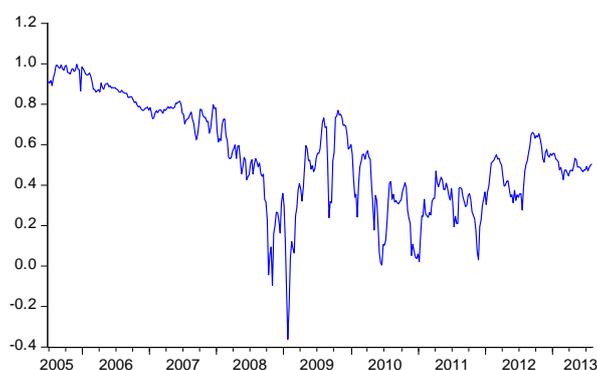
Null Hypothesis: DIF_SOB_SUB has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.670815	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.570642
	5% level	-1.941602
	10% level	-1.616178
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Esto es indicativo de que la relación entre los *spreads* soberanos y sub-soberanos como porcentaje de los primeros, es una relación bien estacionaria, consistente con los estadísticos de teóricos de Engle y Granger para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. La relación de esa diferencia calculada sobre el *spread* sub-soberano, esto es,

$$\text{dif_spreads} = (\text{spread_sub} - \text{spread_sob}) / \text{spread_sub}$$

muestra una relación más errática, y no es posible rechazar la hipótesis nula del test de raíz unitaria, lo que es consistente con la exogeneidad de los *spreads* soberanos mostrada más arriba.

Gráfico 20: Diferencia sob-sub en relación al sub-soberano



Fuente: elaboración propia en base a datos propios y Bloomberg.

Cuadro 11: test ADF diferencial sub y sob sobre sub-soberano

Null Hypothesis: DIF_SOB_SUB has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.535319	0.1171
Test critical values:	1% level	-2.570466
	5% level	-1.941578

10% level	-1.616194
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.	

Como análisis adicional, y para evitar el sesgo que la construcción de los índices ponderados pudiera provocar, se realizaron los test análogos sobre los *ratings* y deudas individuales, observándose resultados similares, lo que puede verse en el anexo 5.

4.4.1. 2. Análisis por nivel estatal de los *spreads* ponderados

Siguiendo con la metodología de trabajo, se procedió a calcular los determinantes de los *spreads* soberanos y sub-soberanos utilizando las dos metodologías e incluyendo el sub-soberano en la determinación del soberano y viceversa. En otras palabras, se buscó calcular el *spread* ponderado de cada nivel estatal utilizando los determinantes establecidos en el modelo de base, y luego se le incluyó el *spread* del otro nivel estatal para corroborar su interacción, independientemente de lo probado arriba en referencia a la relación de largo plazo entre los *spreads* y de la exogeneidad débil del *spread* soberano.

Cuadro 12: Soberano (Engle-Granger)

Sin sub-soberano					Con sub-soberano				
Dependent Variable: SPREADSOB Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS) Sample (adjusted): 7/07/2005 8/01/2013 Included observations: 422 after adjustments Cointegrating equation deterministics: C Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)					Dependent Variable: SPREADSOB Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS) Sample (adjusted): 7/07/2005 8/01/2013 Included observations: 422 after adjustments Cointegrating equation deterministics: C Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EURO03M	-0,149593	0,041309	-3,621291	0,0003	SPREADSUB	0,34587	0,041547	8,324817	0
RTNGESP	-5,397624	0,64256	-8,400184	0	EURO03M	-0,07519	0,029451	-2,553098	0,011
BAESPANA	2,376162	0,360163	6,597463	0	RTNGESP	-1,254077	0,704099	-1,781108	0,0756
VIX	2,00866	0,509521	3,942247	0,0001	BAESPANA	1,314949	0,261876	5,021273	0
C	557,5562	57,67423	9,667336	0	VIX	1,501459	0,354532	4,235049	0
					C	119,3317	69,9045	1,707068	0,0886
R-squared	0,875936	Mean dependent var	124,422		R-squared	0,920919	Mean dependent var	124,42	
Adjusted R-squared	0,874746	S.D. dependent var	139,206		Adjusted R-squared	0,919969	S.D. dependent var	139,21	
S.E. of regression	49,2668	Sum squared resid	1012150		S.E. of regression	39,38111	Sum squared resid	645163	
Durbin-Watson stat	0,147441	Long-run variance	11009,6		Durbin-Watson stat	0,160411	Long-run variance	5137,4	

Cuadro 13: ECM soberano

Sin sub-soberano					Con sub-soberano				
Dependent Variable: D(SPREADSOB) Method: Least Squares Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013 Included observations: 421 after adjustments					Dependent Variable: D(SPREADSOB) Method: Least Squares Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013 Included observations: 421 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDSOBERANO(-1)	-0,004931	0,015547	-0,317143	0,7513	RESIDSOBERANO01(-1)	-0,0344	0,019575	-1,757312	0,0796
D(EURO03M)	-0,044065	0,132598	-0,332322	0,7398	D(SPREADSUB)	0,297377	0,049692	5,984423	0
D(RTNGESP)	0,723875	1,106591	0,654148	0,5134	D(EURO03M)	0,027318	0,128181	0,213125	0,8313
D(BAESPANA)	0,392257	0,150131	2,612771	0,0093	D(RTNGESP)	0,694034	1,06659	0,650703	0,5156
D(VIX)	0,853257	0,284984	2,994049	0,0029	D(BAESPANA)	0,315434	0,144591	2,181557	0,0297
					D(VIX)	0,614598	0,276494	2,222828	0,0268

Cuadro 14: Sub-soberano (Engle-Granger)

Sin soberano					Con soberano				
Dependent Variable: SPREADSUB Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS) Sample (adjusted): 7/07/2005 8/01/2013 Included observations: 422 after adjustments Cointegrating equation deterministics: C Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)					Dependent Variable: SPREADSUB Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS) Sample (adjusted): 7/07/2005 8/01/2013 Included observations: 422 after adjustments Cointegrating equation deterministics: C Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RTNGSUB	-18,72046	2,35787	-7,939567	0	SPREADSOB	0,833031	0,113185	7,359904	0
BASUB	0,682372	0,10163	6,714247	0	RTNGSUB	-9,510782	2,197675	-4,327657	0
EURO03M	0,093397	0,077221	1,209473	0,2272	BASUB	0,431141	0,088599	4,866204	0
VIX	1,396682	0,772676	1,80759	0,0714	EURO03M	0,065474	0,061669	1,061691	0,289
C	1534,265	182,1986	8,420839	0	VIX	-0,502071	0,667408	-0,752271	0,4523
R-squared	0,909795	Mean dependent var	220,4784		C	796,8516	172,5966	4,616844	0
Adjusted R-squared	0,90893	S.D. dependent var	252,5343		R-squared	0,941408	Mean dependent var	220,4784	
S.E. of regression	76,20928	Sum squared resid	2421875		Adjusted R-squared	0,940704	S.D. dependent var	252,5343	
Durbin-Watson stat	0,141488	Long-run variance	25618,71		S.E. of regression	61,49406	Sum squared resid	1573112	
					Durbin-Watson stat	0,132041	Long-run variance	16311,73	

Cuadro 15: ECM sub-soberano

Sin soberano					Con soberano				
Dependent Variable: D(SPREADSUB) Method: Least Squares Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013 Included observations: 421 after adjustments					Dependent Variable: D(SPREADSUB) Method: Least Squares Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013 Included observations: 421 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDSUBSOBERANO	-0,001447	0,009988	-0,144843	0,8849	RESIDSUBSOBERANO0	-0,048173	0,011441	-4,210637	0
D(RTNGSUB)	-1,951282	2,099604	-0,929357	0,3532	D(SPREADSOB)	0,255524	0,045842	5,74064	0
D(BASUB)	0,050099	0,019712	2,54154	0,0114	D(RTNGSUB)	-3,090558	1,933393	-1,598516	0,1107
D(EURO03M)	-0,158818	0,131558	-1,207216	0,228	D(BASUB)	0,05488	0,018466	2,972023	0,0031
D(VIX)	0,893517	0,281643	3,172518	0,0016	D(EURO03M)	-0,192694	0,124291	-1,550343	0,1218
					D(VIX)	0,602192	0,268448	2,243237	0,0254

En todos los casos los residuos son estacionarios⁴⁰ y los test de cointegración son los mismos que los utilizados para la construcción de los modelos VEC con la metodología Johansen (ver anexo 2).

Se ve que en las ecuaciones de largo plazo, tanto en la soberana como en la sub-soberana, la proporción explicada mejora con la introducción del nivel de *spread* del otro nivel de gobierno (entre 4 y 5 puntos porcentuales), lo que muestra la clara interrelación que el mercado le da a ambos niveles de riesgo. Sin embargo, hay que destacar dos cosas de la estimación del *spread* soberano. Por un lado, la introducción del *spread* sub-soberano en el soberano vuelve no significativo al coeficiente del *rating* soberano, algo que no sucede en la estimación del sub-soberano, que, a pesar de la introducción del *spread* soberano, el coeficiente del *rating* sigue siendo significativo. Nótese que della Paolera y Grandes postulan en su trabajo que, en países con federalismo fiscal no difuso, los inversores perciben riesgos de default distintos entre distintos niveles de gobierno dada la política fiscal del gobierno central y de los distintos niveles de gobierno, por lo tanto, los premios al riesgo, aproximados por el *spread* contra un *benchmark* considerado libre de riesgo, son diferentes, i.e., existe probadamente una penalización en el *spread* a medida de que los déficits fiscales y la deuda en relación al PBI son mayores. Esto no sucede cuando es explícita la posibilidad de que existan *bailouts* de parte del gobierno central (Schuknecht, von Hagen y Wolswijk, 2008).

En segundo lugar, los α de ajuste del error en los ECM soberanos no son significativos en ninguno de los dos casos. Esto es consistente con lo demostrado más arriba con respecto a la exogeneidad débil del *spread* soberano y vuelve a verse en la construcción de los VECs individuales, en donde el único que muestra un nivel significativo de ajuste de corto plazo con respecto a la relación de cointegración es el *spread* sub-soberano cuando se le introduce el soberano.

Con respecto a la estimación del *spread* sub-soberano, el ajuste del ECM sólo resulta significativo en el caso de la introducción del nivel de *spread* soberano en la relación de cointegración, lo que muestra, una vez más, la incorporación del *spread* soberano al sub-soberano. El ajuste semanal del *spread* sub-soberano con respecto a la relación de largo plazo, es del 5,65%. En esta relación de largo plazo, un incremento de 100bp en el *spread* soberano provoca un incremento de 92bp en el sub-soberano.

El coeficiente del *rating* de las cuatro ecuaciones es negativo, lo que indica una relación inversa entre la situación estructural que modifica la probabilidad de *default*, i.e., a medida que se deteriora la situación económica reflejada a través de la calificación crediticia, aumenta el premio al riesgo.

La tasa de corto plazo, como se explicó en el desarrollo del modelo, muestra signos negativos en su coeficiente en las relaciones de largo plazo soberanos, y son significativos estadísticamente. Esto coincide con Schuknecht, et al. (2008, 2010), que dice que, en general, cuando la tasa de plazo más largo es baja en comparación con la de corto plazo, los inversores comienzan a buscar rendimientos más atractivos para sus colocaciones y comienzan a ofertar

⁴⁰ Nótese que los residuos de la ecuación de largo plazo son calculados según la metodología FMOLS. Ver Phillips y Hansen (1990) y manual de Eviews 7.

tasas más atractivas en comparación con la tasa de interés de corto plazo; también coincide con lo encontrado por della Paollera y Grandes (2012) en sus modelos de base. Como se explicó en la especificación del modelo, el nivel de aversión general al riesgo puede verse afectado por el nivel general de rendimientos de mercados financieros alternativos. La literatura financiera sugiere que si la tasa de largo plazo es relativamente baja en comparación con la de corto plazo, los inversores le pedirán menor premio al riesgo a los emisores de deuda en tanto son capaces de hacerse de inversiones con diferenciales de rendimiento interesantes por encima de la tasa de corto plazo. La tasa de corto plazo es la que se ve más afectada por la política monetaria del Banco Central, mientras que la larga se mantiene mucho más estable a estas políticas, lo que una baja de la tasa de corto plazo significa un aumento relativo de la de largo plazo, y a la inversa. Esto no se verifica en los resultados de los *spreads* sub-soberanos.

El empinamiento de la estructura temporal de la tasa de interés, produce que la tasa de largo plazo sea más cara, en términos relativos, que la tasa de corto plazo, efecto que pasó tanto en el mercado de Estados Unidos, como en el Europeo⁴¹. Esto es consistente, según la literatura financiera, con la suba de los *spreads* soberanos en España, lo que podría haber sido profundizado por el efecto del *fly-to-quality* experimentado a partir del inicio de la crisis de las *sub-prime*.

En el caso de los sub-soberanos, el signo de la tasa de corto plazo es positivo, pero en ninguna de las dos estimaciones tiene significatividad estadística.

Por último, la volatilidad del inversor global, aproximada a través del índice VIX, parece afectar sólo a los bonos soberanos, mientras que en los sub-soberanos, su coeficiente muestra ser estadísticamente significativo. Esto tiene sentido si se toma en cuenta que el mercado está valuando los *spreads* sub-soberanos incluyendo como determinante el riesgo del rescatante, por lo que la aversión general del inversor se transmitiría a través de este canal.

En cuanto a la construcción de los VEC, como es de esperar por la inclusión de *lags* y por la determinación simétrica de los coeficientes, los resultados numéricos son algo distintos. Sin embargo, las conclusiones generales se sostienen de igual manera que en el método de Engle-Granger. Esto significa que el *spread* soberano volvió a mostrar exogeneidad en sentido débil en la construcción de los VEC por nivel estatal, incluyendo y excluyendo el *spread* sub-soberano en su determinación, mientras que el sub-soberano volvió a mostrar un ajuste del 3,5% semanal en su relación de corto plazo con respecto a la relación de equilibrio cuando se le incluyó el *spread* soberano. En este caso, el *spread* soberano mostró incrementar el sub-soberano en 120bp cuando aquél aumenta 100bp en la relación de cointegración, mientras que el *rating*, la tasa de corto plazo y el premio a la liquidez no mostraron significatividad, a diferencia del VIX que mostró un alto grado de determinación de la relación de largo plazo.

El coeficiente de ajuste no mostró significatividad estadística, excluyendo al soberano.

⁴¹ Ver análisis de series estadísticas.

4.4.2. Los resultados individuales

Estos resultados se refieren a los análisis particulares de cada uno de los *spreads* y el cálculo de sus determinantes para corroborar el comportamiento encontrado en el análisis estructural, para evitar el posible sesgo que podría producir la construcción de los valores ponderados. En el caso de los bono soberano España 2015, la inclusión del *spread* sub-soberano como determinante, se hizo a través del índice ponderado, mientras que, en y España 2037 y en cada uno de los sub-soberanos, se utilizó el correspondiente *spread* del bono con similar maduración⁴².

Nuevamente, se siguió con la metodología de trabajo: primero se calcularon las ecuaciones excluyendo e incluyendo los *spreads* del otro nivel estatal a través del método Engle-Granger, y luego se hizo lo mismo con la construcción de los VECs para corroborar los resultados.

En todos los casos particulares de cálculo de los *spreads* de las comunidades autónomas seleccionadas, el α de ajuste en el ECM es estadísticamente significativo, lo que indica que los *spreads* de estas comunidades autónomas ajustan, semanalmente, entre el 4,78% y el 6,77% con respecto a la relación de largo plazo cuando se incluye en ésta al *spread* soberano, según la emisión de la que se trate. De igual manera que los resultados con los índices ponderados, los bonos soberanos no muestran significatividad estadística en su α de ajuste de corto plazo, consistente con la exogeneidad en sentido débil expuesta anteriormente. Los resultados de la construcción de los VECs individuales, muestran, también, resultados en este sentido.

⁴² España 2037, con Cataluña; Valencia, Madrid y Andalucía, con España 2015, mientras que Cataluña, con España 2037.

5. Conclusiones

El federalismo fiscal está definido a través de la independencia de los niveles sub-nacionales de hacerse de recursos propios para afrontar sus gastos. Cuando éstos tienen una dependencia financiera del gobierno central, o de otros gobiernos sub-nacionales, el carácter de federalismo fiscal se vuelve difuso. La probada dependencia fiscal de las comunidades autónomas españolas del gobierno central (Sorribas-Navarro, 2010), determina que los límites del federalismo fiscal español tengan esta característica.

Este trabajo buscó investigar si esa dependencia fiscal se hace evidente en la valuación que hacen los inversores del premio al riesgo de cada nivel estatal con el fin de determinar si los inversores discriminan o no los distintos riesgos crediticios en función de los diferentes niveles de gobierno frente a un shock exógeno, en este caso, la crisis de deuda desatada a partir de la crisis *sub-prime* en los Estados Unidos en 2008, partiendo de la línea de investigación aplicada para la Argentina en el período 1997-2001 por della Paolera y Grandes (2012) cuya hipótesis principal es que la percepción que los agentes tienen sobre la interdependencia fiscal implícita entre los distintos niveles de gobierno, en un entorno de federalismo fiscal difuso, se manifiesta una vez que el shock exógeno se ha producido.

Una vez que fue asumido el carácter difuso del federalismo fiscal español, se evaluó, primero, la interrelación y sentido de causalidad de los premios al riesgo de la deuda de los bonos soberanos y de los sub-soberanos, esto es: dada esta interdependencia fiscal entre los distintos niveles del gobierno español, ¿la refleja el mercado en el *pricing* que hace del riesgo de *default* de los distintos emisores?; segundo, ¿cómo influyen los otros determinantes del *spread* soberano y del sub-soberano?

El principal aporte de este trabajo, es la comprobación de esta interrelación entre los *spreads* de los distintos niveles de gobierno a través de la evaluación conjunta por medio de dos metodologías diferentes para corroborar los resultados (Engle-Granger y Johansen) y, fundamentalmente, la determinación del sentido de causalidad a través del testeado de la exogeneidad en sentido débil (Engle, Hendry y Richard, 1983; Enders, 2010), encontrada en el *spread* soberano. A su vez, se extendió el análisis de Schuknecht, et al. (2008, 2010) y el de della Paolera y Grandes (2012), el primero en sentido temporal y el segundo en el caso de estudio.

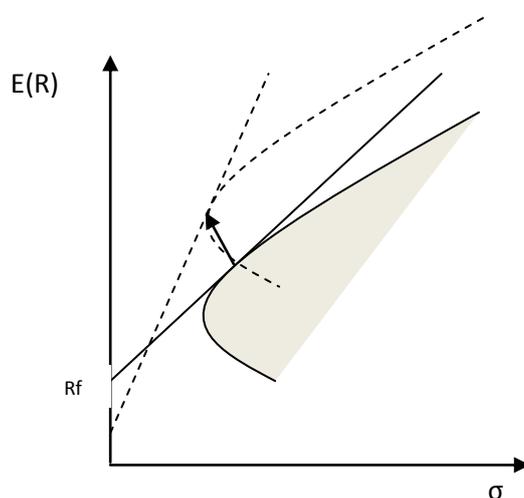
Para responder a la primera pregunta, se puede decir que los datos estadísticos muestran robustamente que las cotizaciones de los premios al riesgo reflejan la interdependencia entre los distintos niveles del gobierno español, y que, contrariamente a lo que encuentran della Paolera y Grandes (2012) para Argentina, el *spread* soberano es un determinante del *spread* sub-soberano y no a la inversa. Esto tiene sentido económico, y es más evidente en el medio de la crisis de deuda desatada a partir de la crisis *sub-prime* de los Estados Unidos: si el “garante” o “rescatante” de las comunidades autónomas, es decir, el gobierno central, aumenta su riesgo crediticio, tendrá menos posibilidades de rescatar a los estados sub-nacionales que lo requieran, principalmente en una contracción de liquidez como la sufrida por España en plena crisis de deuda, acortando el alcance de las fuentes de financiamiento de las comunidades autónomas, lo que las hace aún más dependientes de las transferencias del

gobierno central. La exogeneidad en sentido débil encontrada en el *spread* soberano a partir del estudio de la vinculación entre los dos niveles estatales, muestra que sí hay una relación de largo plazo entre ambos, pero que el ajuste se produce en los niveles de *spread* sub-soberano con respecto al soberano, y no a la inversa. Esto evidencia que el *spread* soberano tiene una fuerza propia que determina y caracteriza al mercado de renta fija español. Puede decirse que, en promedio, los niveles sub-soberanos pagan el doble de *spread* que el soberano español.

Con respecto a los determinantes, en los cálculos con las series ponderadas, se puede notar que:

1) La tasa de corto plazo no mostró influencia en la relación de cointegración de los premios al riesgo sub-soberano (en ninguno de los dos casos, i.e. incluyendo y excluyendo al soberano), mientras que sí mostró ser importante para el *spread* soberano (en ambos casos), lo que tiene sentido si se tiene en cuenta la influencia mostrada del *spread* soberano como determinante en el sub-soberano; es decir que la pendiente de la estructura temporal de tasas afectaría indirectamente a los *spreads* sub-soberanos a través de los soberanos. En la relación de largo plazo del *spread* soberano (incluyendo y excluyendo al sub-soberano), sí es significativo el coeficiente de la tasa de interés de corto plazo. En el caso de no incluir al sub-soberano, por cada incremento de la tasa de corto plazo de 100bp, el *spread* soberano tendería a bajar 15bp por abaratamiento relativo de la tasa larga. Esto es consistente con los modelos teóricos de valuación de activos como el CAPM, modelos de *index and markets* y la *Arbitrage Pricing Theory*.

Gráfico 21: Cambio de aversión al riesgo y tasa en CAPM



2) La probabilidad de *default* del sub-soberano, definida por las características estructurales que fueron aproximadas a través del *rating*, es significativa aún incluyendo el *spread* soberano. Esto tiene sentido si se tiene en cuenta que, a diferencia de lo que sucedía en la Argentina, los rescates son parciales y no totales, como señala Sorribas-Navarros (2010), lo que haría que los inversores tengan en cuenta, también, las condiciones crediticias del deudor. Un cambio de letra en la calificación crediticia, teniendo en cuenta la inclusión del soberano, generaría un cambio con signo opuesto de aproximadamente 95,10bp en el *spread* sub-soberano, mientras que un cambio a través de un signo + ó -, alrededor de 23,77bp. En el *spread* soberano, el

rating fue estadísticamente significativo en la relación de largo plazo sólo cuando no se incluyó el sub-soberano, lo que haría que un cambio de letra en la calificación crediticia, generaría un cambio con signo opuesto de aproximadamente 54bp en el *spread* soberano, mientras que un cambio a través de un signo + ó -, alrededor de 13,5bp.

3) La importancia de la liquidez de las emisiones muestra ser significativa en todos los casos. Podría considerarse que la aversión al riesgo afecta el nivel general de liquidez y, por lo tanto, los costos de transacción, aproximados en este caso por el diferencial entre el precio de compra y el de venta. Esto tiene sentido si por un lado el aumento general de la aversión al riesgo genera un efecto de *fly-to-quality*⁴³ de modo que el movimiento de capitales “sequen” la plaza local; por otro lado, el aumento de la incertidumbre, hace que los operadores tiendan a separar las puntas compradora y vendedora de modo de cubrir sus riesgos ante situaciones de alta volatilidad. Así, se considera que la liquidez de las emisiones es también una medida de aversión al riesgo. Y es notable, considerando esto, que dentro de las medidas de aversión al riesgo, la única que no tiene tendencia a volver a los niveles pre-crisis es la de estos costos de transacción⁴⁴. Esto se interpreta como una aversión al riesgo particular sobre los títulos de deuda españoles a partir de la difusión de la crisis en la zona monetaria. En general, por cada 100bp que aumente el costo transaccional, el *spread* sub-soberano aumentará 43bp, en el modelo que incluye al soberano como determinante. Esto aún más consistente si se tiene en cuenta que el gobierno central tiende a sostener cada vez menos financieramente a las comunidades autónomas (ver más abajo), lo que haría que un mercado mucho menos líquido debido al mencionado efecto de *fly-to-quality* que produce un fuerte impacto en los costos de endeudamiento. Nótese que Bernoth, et al. (2006), encontró que los diferenciales de interés de los bonos emitidos por los Estados de la Eurozona con respecto a Alemania o Estados Unidos, contenían premios al riesgo que se incrementaban con los desbalances fiscales y que dependían, también, negativamente, del tamaño relativo del mercado de bonos del emisor de la deuda. Sin embargo, encontró que la instauración de la unión monetaria acrecentó el foco de los inversores sobre el peso de la deuda del emisor como una medida de probabilidad de *default* y eliminó los premios a la liquidez. Esto se ve claramente en los datos analizados en este trabajo, pero sólo hasta la difusión de la crisis de deuda en la Eurozona, que parece haber regresado al mercado a los niveles de liquidez previos a la instauración de la zona monetaria. Hay que tener en cuenta que el estudio de Bernoth sólo llega hasta 2005.

4) En relación a lo anterior, la aversión global al riesgo del inversor, aproximada a través del VIX, sólo mostró ser estadísticamente significativa en los modelos de medición del *spread* soberano, mientras que no lo fue en ninguno de los dos casos del *spread* sub-soberano. La interpretación es similar a la dada con respecto a la tasa de interés de corto plazo tratada en el punto 3 de esta sección. En este sentido una suba de 100bp en el índice VIX incrementaría los costos de endeudamiento del gobierno central en 237bp.

⁴³ Ver el análisis propuesto para los bonos alemanes, en donde los costos transaccionales del bono alemán más corto tienden a bajar.

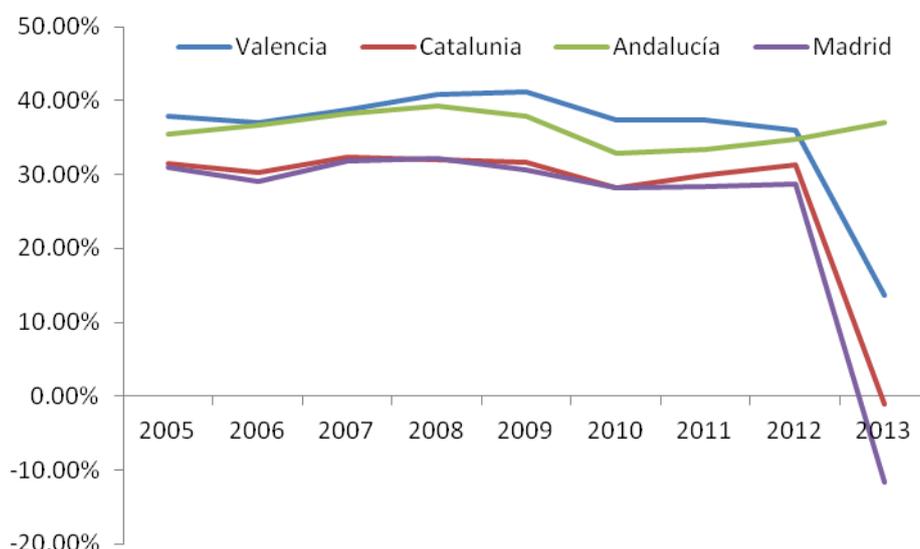
⁴⁴ Ver “Análisis comparativo de las series”, en particular, los gráficos 17 y 18.

Volviendo a la importancia del tema tratada en la introducción, se mostró que los gobiernos sub-nacionales, aun existiendo *bailouts* explícitos o implícitos parciales, pagan mayores premios al riesgo desde el momento en que tienen menor base imponible y ésta tiene mayor movilidad que la de un gobierno central, por lo que su capacidad de repago de la deuda es menor. A su vez, la liquidez de las emisiones de deuda sub-soberana es menor a la de su par nacional, debido a razones de escala, lo que hace que el impacto de un *shock* exógeno sobre la aversión al riesgo, y por lo tanto, como se explicó, sobre la liquidez de los mercados, sea aun mayor en las emisiones de los gobiernos sub-nacionales, lo que limita la capacidad de financiamiento y su costo, ante una crisis, si se profundiza el federalismo fiscal.

Esto es una paradoja para el bloque de la Eurozona (y para cualquier país en proceso de descentralización fiscal) y un gran obstáculo a superar. Desde el momento en que la desestabilización fiscal de los gobiernos sub-nacionales es la principal fuente de inestabilidad macroeconómica (Ahmad, et al., 2006), la existencia de *moral hazard* inducido por la posibilidad cierta de rescate y la dificultad de financiarse durante una crisis de los gobiernos sub-nacionales, el proceso de profundización del federalismo fiscal se ve en riesgo. Esto abre un interrogante de importancia con respecto a todos los países en proceso de descentralización fiscal y su manejo frente a una crisis.

No obstante, el análisis de las transferencias fiscales sobre los ingresos corrientes de las comunidades autónomas muestra que éstas están en un nivel algo inferior a partir del estallido de la crisis *sub-prime* y hasta 2012. Es aún más notable la caída que han experimentado en 2013 Cataluña, Valencia y Madrid, mientras que Andalucía experimentó un incremento.

Gráfico 22: Transferencias corrientes sobre ingresos corrientes



Fuente: elaboración propia en base a Ministerio de Hacienda Pública.

Esto es consistente con el incremento de las deudas de las comunidades autónomas que buscan cubrir la baja de los ingresos por transferencias, con excepción de Valencia, que aumentó su deuda y, además, los ingresos por transferencias (ver gráfico 3).

Al analizar el comportamiento de los *spreads* de las comunidades, se encuentra que sobre el final de la muestra (aproximadamente desde mitad del primer trimestre de 2013), los inversores parecen haber empezado a distinguir el nivel de *spread* según el nivel de deuda-PBI registrado (ver gráfico 14), y que es contrario a lo encontrado por della Paolera y Grandes (2012) para la Argentina. Esto se da, posiblemente, porque en Argentina el compromiso de *bailout* era explícito y en la Eurozona el compromiso de *no-bailout* es el explícito. Por otro lado, los rescates mostrados en España por Sorribas-Navarro son parciales y no totales.

Por último, es posible que España se encamine a definir con mayor precisión los límites de su federalismo fiscal a pesar de las dificultades mencionadas. Las transferencias del Estado a las comunidades autónomas en 2014 serán de € 21.119,7 millones, lo que supone una baja del 13,6% con respecto al 2013⁴⁵, según los Presupuestos Generales del Estado (PGE). En los PGE de 2013, las transferencias a las comunidades autónomas fueron de € 24.451,1 millones, lo que supuso un descenso del 12% con respecto a 2012.

En el informe de los PGE, se destaca que el sistema de financiación de las comunidades de régimen integra la financiación de la totalidad de los servicios traspasados a través de los tributos cedidos, de la Transferencia del Fondo de Garantía de Servicios Públicos Fundamentales (Fondo de Garantía) y del Fondo de Suficiencia Global⁴⁶.

Aún hay pocos datos para saber si la profundización del federalismo fiscal español es permanente. Esto es motivo para continuar la línea de investigación de este trabajo en el futuro.

⁴⁵ En el proyecto de Presupuestos se muestra que los € 21.119,7 millones corresponden a transferencias corrientes y de capital. Una cifra que se desglosa en € 16.473,62 millones en concepto de transferencias derivadas del modelo de financiación común y de los Fondos de Compensación Interterritorial, mientras que los restantes € 4.646,14 millones corresponden a otros traspasos.

⁴⁶ Ver sección “Federalismo fiscal”.

6. Referencias y bibliografía

Afonso, A. , P. Gomes y P. Rother (2007), "What Hides Behind Sovereign Debt Ratings?", ECB Working Paper Series, No.171.

Afonso, A. y R. Strauch (2003), "Interest Rate Swap Spreads and Policy Events: Some Evidence from the EU", ECB Working Paper No. 303.

Alchian, A. A. (1950), "Uncertainty, evolution and economic theory", Journal of Political Economy 58.

Alesina, A., M. De Broeck, A. Prati y G. Tabellini (1992), "Default Risk on Government Debt in OECD Countries", Economic Policy 15.

Alter, Adrian y Yves Stephan Schüler (2011), "Credit Spread Interdependencies of European States and Banks during the Financial Crisis", University of Konstanz, Alemania.

Attinasi, Maria-Grazia, Cristina Checherita, Christiane Nickel (2009), "What explains the surge in Euro Area sovereign spreads during the financial crisis of 2007-2009", Working Series Papers, nro. 1131, European Central Bank.

Balassone, F., D.Franco y R. Giordano (2004), "Market-induced Fiscal Discipline: Is Therea Fall-back Solution for Rule Failure?" en: Banca D'Italia (ed.), Public Debt, Rome: Banca d'Italia.

Ballabriga, Fernando y Miguel Sebastián (1992), "Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?", documento de trabajo n°9220, Banco de España.

Barnes, K. y W. Cline (1997), "Spreads and Risks in Emerging Market Lending", Institute of International Finance Working Paper No. 97-1.

Bayoumi, T.A., M. Goldstein y G. Woglom (1995), "Do Credit Markets Discipline Sovereign Borrowers? Evidence from US States", Journal of Money, Credit and Banking 27.

Bebczuk, Ricardo (2003), "Asymmetric Information in Financial Markets: Introduction and Applications". Cambridge University Press.

Bernoth, K, J. V. Hagen y L. Schuknecht (2006) "Sovereign Risk Premiums in the European Government Bond Market", SFB/TR 15 Discussion Paper, No. 150.

Bienchetti, Marco (2011), "Interest rates after the credit crunch. Markets and models evolutions", Intensa Sanpaolo, Market Risk Management, Derivatives Pricing.

Booth, L., G. Georgopoulos, y W. Hejazi (2007), "What Drives Provincial-Canada Yield Spreads?", Canadian Journal of Economics 40.

Brousseau, Vincent y Alain Durré (2013), "Interest rate volatility: a consol rate-based measure", ECB Working Paper Series No 1505.

Brown, E. Cary (1990). "Episodes in the Public Debt History of the United States." En Rudiger Dornbusch and Mario Draghi Public Debt Management: Theory and History . Cambridge.

Canuto, Otaviano y Lili Liu (2010), "Subnational Debt Finance and the Global Financial Crisis", Economic Premise, nro 13 (mayo), The World Bank.

Canzoneri, M., R. Cumby, B. Diba (2002), "Should the European Central Bank and the Federal Reserve Be Concerned About Fiscal Policy?", en: Proceedings of a Conference on Rethinking Stabilization Policy, Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole.

Codogno, Lorenzo, Carlo Favero, Alessandro Missale (2003), "Yield Spreads on EMU Government Bonds", Economic Policy 18.

Copeland, L. y S. A. Jones (2001), "Default Probabilities of European Sovereign Debt: Market-based estimates", Applied Economic Letters 8.

Cossin, Didier y Hugues Piroette (2001), "Advanced Credit Risk Analysis", Chichester: John Wiley and Sons.

De Long, J.B., Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers y Robert J. Waldmann (1990), "Noise trader risk in financial markets", Journal of Political Economy, vol. 98, Nro 4, Chicago, The University of Chicago Press.

della Paolera, Gerardo y Martín Grandes (2012), "Sovereign and Sub Sovereign Default Risk: Is There a Link in a Federal State? Argentina 1997-2001", Elsevier Editorial System for Journal of International Money and Finance, Manuscript Draft.

Deltas, George y Gregor Van Der Beek (2003), "Modeling fiscal federalism: a decomposition analysis of changes in intra-European Union budgetary transfers", The Quarterly Review of Economics and Finance 43.

Dungey, M., V. L. Martin y A. P. Pagan (2000), "A Multivariate Latent Factor Decomposition of International Bond Yield Spreads", Journal of Applied Econometrics 15.

Durbin, Erik y David Ng (2005), "The Sovereign Ceiling and Emerging Market Corporate Bond Spreads," Journal of International Money and Finance, Volume 24, Issue 4.

Eaton, Jonathan y Raquel Fernandez (1995), "Sovereign Debt", NBER Working Papers 5131.

Eichengreen, B. y A. Mody (2000), "What explains Changing Spreads on Emerging Market Debt?" en: S. Edwards (eds.), Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies, NBER Conference Report series, University of Chicago Press, Chicago and London.

Ejsing, Jacob y Wolfgang Lemke (2009), "The Janus-headed salvation: sovereign and bank credit risk premia during 2008-09", ECB working papers no. 1127.

Enders, Walter (2010), "Applied Econometric time series", tercera edición, Wiley, Estados Unidos.

- Engle, Robert F y C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55 Nro. 2.
- Engle, Robert F., David Hendry y Jean-Francois Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica* 51.
- Evers, Michael (2011), "Federal fiscal transfer rules in monetary unions", Bonn, Institut für Internationale Wirtschaftspolitikand Bonn Graduate School of Economics, Bonn University, *European Economic Review*.
- Faini, R. (2004), "Fiscal policy and interest rates in Europe," in: Banca D'Italia (ed.), *Public Debt*, Rome: Banca d'Italia.
- Fama, E. F. (1970), "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *The Journal of Finance*.
- Fama, E. F., L. Fisher, M. C. Jensen y R. Roll (1969), "The adjustment of stock prices to new information", *International Economic Review*.
- Favero, C. A. y Giavazzi (2004). "Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil", NBER Working Paper Nr. W10390.
- Favero, C.A., M. Pagano y E. L. von Thadden (2005), "Valuation, Liquidity and Risk in Government Bond Markets, IGIER Working Papers, No. 281.
- Favero, Carlo, Francesco Giavazzi, Luigi Spaventa (1997), "High yields: the spread on German interest rates", *Economic Journal* 107.
- Fisher, L. y J. H. Lorie (1964), "Rates of Return on Investments in Common Stocks", *The Journal of Business*, Vol. 37, No. 1 (enero), The University of Chicago Press.
- Fleming, M. J. (2003), "Measuring Treasury Market Liquidity", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 9.
- Gandolfo, Giancarlo (2001), "International Finance and Open-Economy Macroeconomics", University of Rome La Sapienza, ed. Springer.
- Gerlach, Stefan, Alexander Schulz y Guntram Wolff (2010), "Banking and sovereign risk in the Eurozone", *CEPR Discussion Paper* 7833.
- Goldstein, M., y G. Woglom (1992), "Market Based Fiscal Discipline in Monetary Unions: Evidence from the US Municipal Bond Market", en: M. Canzoneri, V. Grilli, y P. Masson (eds.) *Establishing a Central Bank*, Cambridge University Press.
- Gómez, I. y Sicilia (1999), "Valoración de los strips de deuda pública en España", en: *Derivados de Renta Fija y Renta Variable en España*, Fundación BBV.
- Gómez-Puig, M. (2006), "Size Matters for Liquidity: Evidence from EMU Sovereign Yield Spreads", *Economic Letters*, 90.
- González-Rozada, Martín y Eduardo Levy Yeyati (2008), "Global Factors and Emerging Market Spreads", *The Economic Journal*, Vol. 118, No. 533.

Grandes, Martin (2007), "Convergence and Divergence of Sovereign Bond Spreads: Theory and Facts from Latin America", *Latin American Journal of Economics*, Volume 44, issue 130.

Gravelle, T. (1999), "Liquidity of the Government of Canada Securities Market: Stylized Facts and Some Market Microstructure Comparisons to the United States Treasury Market", Bank of Canada Working Paper.

Gravelle, Toni (1999), "Liquidity of the Government of Canada Securities Market: Stylized Facts and Some Market Microstructure Comparisons to the United States Treasury Market", Bank for International Settlements, en: "Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications", CGFS Papers, Bank for International Settlements, number 11.

Grossman y Joseph Stiglitz (1980), "On the impossibility of informationally efficient markets", *American Economic Review*.

Haldane, Andrew, Adrián Penalver, Victoria Saporta y Hyun Song Shin (2003), "Analytics of sovereign debt restructuring", Bank of England & London School of Economics, Bank of England Publications.

Hallerberg, Mark y Guntram Wolff (2008), "Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia in EMU", *Public Choice*, 136 (3-4).

Harry, V. R. (1959), "Stock-market "patterns" and financial analysis: Methodological suggestions", *The Journal of Finance*.

Hayek, F. A. (1945), "The use of knowledge in society", *American Economic Review* 35.

Heppke-Falk, K. y F. Hüfner (2004), "Expected Budget Deficits and Interest Rate Swap Spreads – Evidence for France, Germany and Italy", *Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 40*.

Heppke-Falk, Kirsten y Guntram Wolff (2007), "Moral hazard and bail-out in fiscal federations: evidence for the German Länder", *Discussion Paper, Series 1: Economic Studies No 07*, Deutsche Bundesbank.

Iara, Anna y Guntram Wolff (2010), "Rules and risk in the Eurozone: does rules-based national fiscal governance contain sovereign bond spreads?", *European Commission, European Economy – Economic Papers 433*.

Iara, Anna y Guntram Wolff (2011), "Sovereign risk: The impact of national numerical fiscal rules", *Economical and Financial Affairs, European Union*.

Jeanneret, Alexandre (2009), "The Dynamics of Sovereign Credit Risk", *EFA 2009 Bergen Meetings Paper*.

Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and control*.

Johansen, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59.

Johansen, Soren (1994), "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Non-Stationary Variables", *Econometric Reviews* 13.

Johansen, Soren y Katerina Juselius (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics* 53.

Johansen, Soren y Katerina Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand of Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52.

Kamin, S.B. y K. von Kleist (1999), "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s", Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, No. 653.

Kapp, Robert (1977), "Provincial Independence vs. National Rule: A Case Study of Szechwan in the 1920's and 1930's", *The Journal of Asian Studies*, Vol. 30, No. 3 (May, 1971).

Kendall, M. G. (1953), "The analysis of economic time-series—Part I: Prices", *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*.

Khemani, Stuti (2003), "Partisan politics and intergovernmental transfers in India", *World Bank Policy Research Working Paper* nro. 3016, World Bank, Washington D.C.

Kristian Hartelius, Kenichiro Kashiwase y Laura E. Kodres (2008), "Emerging Market Spread Compression: Is it Real or is it Liquidity?", *IMF Working Paper*.

Lemmen, J. (1999), "Managing Government Default Risk in Federal States", *FMG Special Paper*, No. 116.

Lemmen, J. y C. Goodhart (1999), "Credit Risks and European Government Bond Markets: A Panel Data Econometric Analysis", *Eastern Economic Journal* 25, 77-107.

Lonning, I.M. (2000), "Default Premia on European Government Debt", *Weltwirtschaftliches Archiv* 136.

Lorie, J. H. y M. T. Hamilton (1973), "The Stock Market: Theories and Evidence", Irwin, Homewood, IL.

Maloney, Michael T. y Harold Mulherin (2003), "The complexity of price discovery in an efficient market: the stock market reaction to the Challenger crash", *Journal of Corporate Finance*, vol. 9.

Manganelli, S. y G. Wolswijk (2007), "Market Discipline, Financial Integration and Fiscal Rules: What drives spreads in the euro area government bond market?", *ECB Working Paper*, No. 745.

Marlin, J.M. y G. Rubio (2001), "Economía Financiera", Antonio Bosch.

Merton, Robert (1974), "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, Vol. 29 (Mayo).

- Milken, Michael (2009), "Why capital structure matters", The Wall Street Journal, 21 de abril de 2009 (<http://online.wsj.com/article/SB124027187331937083.html>).
- Mishkin (2004), "The Economics of Money, Banking and Financial Markets", Addison-Wesley.
- Modigliani, F. y M. Miller (1958), "The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment", American Economic Review, 48(3).
- O'Hara, M. (1997), "Market Microstructure Theory", Blackwell.
- Obstfeld, Maurice y Alan Taylor (2004), "Global Capital Markets: Integration, Crisis, and Growth", Cambridge University Press.
- Obstfeld, Maurice y Kenneth S. Rogoff (1996), "Foundation of International Macroeconomics", MIT Press, MA.
- Obstfeld, M. y Alan Taylor, (2004), "Global Capital Markets: Crisis, Integration, Crisis, Growth", 1st edition, Cambridge: Cambridge University Press.
- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1995), "Exchange Rate Dynamics Redux", Journal of Political Economy.
- Pagano, M. y E. L. von Thadden (2004), "The European Bond Markets under EMU", Oxford Review of Economic Policy 20 (4).
- Phillips, Peter C.B. (1985), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," Cowles Foundation Discussion Papers 757, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- Phillips, Peter C. B. y Bruce E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," Review of Economics Studies 57.
- Poterba, J. y K. Rueben (1999), "State Fiscal Institutions and the U.S. Municipal Bond Market", en: J. Poterba y J. von Hagen (eds.), "Fiscal Institutions and Fiscal Performance", University of Chicago Press.
- Reinhart, C. y Kenneth S. Rogoff (2004), "Serial Default and the "Paradox" of Rich-to-Poor Capital Flows," American Economic Review, American Economic Association, vol. 94(2), May.
- Remolona, Eli, Michela Scatigna y Elliza Wu (2007), "Interpreting sovereign spreads", BIS Quarterly Review, Marzo.
- Rodden, Jonathan (2002), "The Dilemma of Fiscal Federalism: Grants and Fiscal Performance around the World", American Journal of Political Science, Vol. 46, No. 3 (Julio).
- Rodden, Jonathan A. (2006), "Hamilton's Paradox: The Promise and Peril of Fiscal Federalism" Cambridge: Cambridge University Press.
- Rodden, Jonathan A. (2007), "And the Last Shall be First: Federalism and Soft Budget Constraints in Germany", Mimeo, Stanford University, Working Paper Series No 879 (marzo).

Rodden, Jonathan y Erik Wibbels (2002), "Beyond the Fiction of Federalism: Macroeconomic Management in Multitiered Systems", *World Politics*, Vol. 54, No. 4 (7julio).

Rowland, Peter (2005), "Determinants of Spread, Credit Ratings and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A Follow-Up Study Using Pooled Data Analysis", Banco de la República de Colombia.

Sarno, Lucio y Mark Taylor (2002), "The economics of Exchange rates", Cambridge University Press.

Schuknecht, L. y J. von Hagen and G. Wolswijk (2009), "Government Risk Premiums in the Bond Market: EMU and Canada", *European Journal of Political Economy* nro. 25.

Schuknecht, Ludger, Jürgen von Hagen y Guido Wolswijk (2010), "Government bond risk premiums in the EU revisited: the impact of the financial crisis", *ECB Working Paper Series No 1152* (febrero).

Schuknecht, Ludger, Jürgen von Hagen y Guido Wolswijk (2008), "Government risk premiums in the bond market EMU and Canada", *Working Series Papers*, European Central Bank.

Schulz, Alexander y Guntram Wolff (2008), "The German sub-national government bond market: evolution, yields and liquidity", Deutsche Bundesbank, University of Pittsburgh.

Schulz, Alexander y Guntram Wolff (2008), "The German sub-national government bond market: structure, determinants of yield spreads and Berlin's forgone bail-out", Deutsche Bundesbank, University of Pittsburgh.

Seitz, H. (2000), "Subnational governments bailouts in Germany", Working Paper R-396, Inter-American Development Bank, Research Network, Washington DC.

Sgherri, Silvia y Edda Zoli (2009), "Euro Area Sovereign Risk During the Crisis", Working Papers WP/09/222, IMF.

Shimko, David, Naohiko Tejima y Donald Van Denventer (1993), "The Pricing of Risky Debt When Interest Rates are Stochastic". *Journal of Fixed Income*, Vol Septiembre.

Sorribas-Navarro, Pilar (2010), "Bailouts in a fiscal federal system: Evidence from Spain", Barcelona: Facultat d'Economia i Empresa, Universitat de Barcelona, Dept. Economia Política i Hisenda Pública, *European Journal of Political Economy*.

Urbisaia, Heriberto y Juana Z. Brufman (2001), "Análisis de Series de Tiempo. Univariadas y Multivariadas", Ediciones Cooperativas, segunda edición, Buenos Aires.

Weingast, Barry (2008), "Second generation fiscal federalism: The implications of fiscal incentives", Stanford University, Department of Political Science, Encina Hall, *Journal of Urban Economics*.

Wyplosz, Charles (2010), "Eurozone reform: not yet fiscal discipline, but a good start", *VoxEU.org* 4 (octubre).

7. Anexos

ANEXO 1: RESULTADOS TEST DICKEY-FULLER.

Variable	t-Statistic	p-value
Volatasa3m	-4,2671	0,0006
Volatasa6m	-5,0451	0,0000
Alemania2015	-0,0061	0,9566
Alemania2037	-0,6114	0,8650
Bid-Ask Alemania 2015	-2,5964	0,0945
Bid-Ask Alemania 2037	-1,3258	0,1712
Bid-Ask Andalucía	-2,6039	0,0929
Bid-Ask Cataluña	-2,5915	0,0541
Bid-Ask España 2015	-2,7032	0,0743
Bid-Ask España 2037	-2,5705	0,1000
Bid-Ask Madrid	-1,6561	0,4529
Bid-Ask Valencia	-0,8993	0,7875
Deuda Alemania	-0,6881	0,8470
Deuda Andalucía	3,1314	1,0000
Deuda Cataluña	2,0586	0,9999
Deuda España	1,2591	0,9985
Deuda Madrid	2,5984	1,0000
Deuda Valencia	2,9085	1,0000
Eonia	-0,2425	0,9301
Esi	-2,3299	0,4163
Esi España	-1,4792	0,5434
Euro 06 meses	-0,9685	0,7654
Euswec	-0,9237	0,7803
Euswef	-0,7933	0,8195
Rating Andalucía	-0,0163	0,9556
Rating Catalonia	-0,1671	0,9397
Rating España	0,7241	0,9926
Rating Madrid	0,4973	0,9865
Rating Valencia	-0,2959	0,9226
Spread Andalucía	-2,2586	0,1862
Spread Cataluña	-0,8391	0,8065
Spread España 2015	-1,7538	0,4034
Spread Madrid	-1,0810	0,7245
Spread España 2037	-0,8590	0,8005
Spread Subsoberano	-1,3565	0,6041
Spread Valencia	-1,0656	0,7304
Vix	-2,5737	0,0993
Vstoxx	-3,0250	0,0334

ANEXO 2: JOHANSEN ESTRUCTURAL Y TEST SOBRE RESIDUOS

Test de cointegración Johansen Soberano ESTRUCTURAL

Sin sub-soberano					Con sub-soberano				
Sample (adjusted): 9/01/2005 8/01/2013 Included observations: 414 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: SPREADSOB EURO03M RTNGESP BAESPANA VIX Lags interval (in first differences): 1 to 8					Sample (adjusted): 9/01/2005 8/01/2013 Included observations: 414 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: SPREADSOB SPREADSUB EURO03M RTNGESP BAESPANA VIX Lags interval (in first differences): 1 to 8				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0,05		Hypothesized		Trace	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.087364	8.421.931	7.697.277	0.0126	None *	0,091842	115,7624	103,8473	0,0065
At most 1	0.062495	4.637.242	5.407.904	0.2028	At most 1	0,078184	75,87907	76,97277	0,0604
At most 2	0.029856	1.965.566	3.519.275	0.7480	At most 2	0,044153	42,17549	54,07904	0,3659
At most 3	0.012857	7.106.900	2.026.184	0.8903	At most 3	0,038684	23,48019	35,19275	0,4966
At most 4	0.004217	1.749.649	9.164.546	0.8268	At most 4	0,01281	7,146986	20,26184	0,8877
At most 5					At most 5	0,004361	1,809239	9,164546	0,8153
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Test de cointegración Johansen Sub-soberano ESTRUCTURAL

Sin soberano					Con soberano				
Sample (adjusted): 8/25/2005 8/01/2013 Included observations: 415 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: SPREADSUB RTNGSUB BASUB EURO03M VIX Lags interval (in first differences): 1 to 7					Sample (adjusted): 9/01/2005 8/01/2013 Included observations: 414 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) Series: SPREADSUB SPREADSOB RTNGSUB BASUB EURO03M VIX Lags interval (in first differences): 1 to 8				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0,05		Hypothesized		Trace	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,081014	84,76053	76,97277	0,0113	None *	0,10641	123,0192	103,8473	0,0015
At most 1	0,053939	49,69939	54,07904	0,1162	At most 1	0,069383	76,44081	76,97277	0,0548
At most 2	0,045245	26,68827	35,19275	0,3048	At most 2	0,049427	46,67122	54,07904	0,1935
At most 3	0,013868	7,473506	20,26184	0,865	At most 3	0,045771	25,68564	35,19275	0,3597
At most 4	0,004035	1,677848	9,164546	0,8406	At most 4	0,011491	6,289167	20,26184	0,9369
At most 5					At most 5	0,003627	1,504277	9,164546	0,8726
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Residuos ecuación estructural soberano⁴⁷

Sin soberano

Con soberano

FMOLS

Null Hypothesis: RESIDSOBERANO has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)			Null Hypothesis: RESIDSOBERANO01 has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.820.827	0.0001	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.629.187	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.570.466		Test critical values: 1% level	-2.570.480	
5% level	-1.941.578		5% level	-1.941.579	
10% level	-1.616.194		10% level	-1.616.193	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Residuos ecuación ESTRUCTURAL sub-soberano

Sin soberano

Con soberano

FMOLS

Null Hypothesis: RESIDSUBSOBERANO has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)			Null Hypothesis: RESIDSUBSOBERANO01 has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3,866088	0,0001	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3,786651	0,0002
Test critical values: 1% level	-2,570466		Test critical values: 1% level	-2,570466	
5% level	-1,941578		5% level	-1,941578	
10% level	-1,616194		10% level	-1,616194	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

⁴⁷ Al ser residuos de una estimación por FMOLS, los residuos son corregidos y no aplican los estadísticos de prueba tradicionales de Engle y Granger. Ver Phillips y Hansen (1990) y manual de Eviews 7. De todos modos, la aplicación del test de Johansen muestra relación de cointegración.

ANEXO 3: JOHANSEN Y RAÍCES VEC SOB Y SUBSOB SOLOS

Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013
 Included observations: 421 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: SPREADSUB SPREADSOB
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	Statistic	Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue			
None *	0,075492	34,85348	20,26184	0,0003
At most 1	0,004285	1,807744	9,164546	0,8156

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	Statistic	Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue			
None *	0,075492	33,04574	15,8921	0
At most 1	0,004285	1,807744	9,164546	0,8156

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

SPREADSUB	SPREADSOB	C
0,011882	-0,022154	-0,017016
0,001512	0,003395	-1,296

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SPREADSUB)	D(SPREADSOB)
-3,793684	-0,257142
-0,338609	-0,966161

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -3406,613

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SPREADSUB	SPREADSOB	C
1	-1,864526	-1,432121
	-0,10417	-19,3184

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SPREADSUB)	D(SPREADSOB)
-0,045075	-0,00805
-0,004023	-0,00861

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: SPREADSUB SPREADSOB
 Exogenous variables:
 Lag specification: 1 1

Root	Modulus
1	1
0,922786	0,922786
0,288545	0,288545
0,131983	0,131983

VEC specification imposes 1 unit root(s).

ANEXO 4: ENGLE-GRANGER SPREAD SOBERANO

Relación de cointegración

Dependent Variable: SPREADSOB
 Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)
 Sample (adjusted): 7/07/2005 8/01/2013
 Included observations: 422 after adjustments
 Cointegrating equation deterministics: C
 Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 6.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPREADSUB	0.520607	0.019101	27.25603	0.0000
C	7.662984	6.398937	1.197540	0.2318
R-squared	0.884841	Mean dependent var		124.4218
Adjusted R-squared	0.884567	S.D. dependent var		139.2062
S.E. of regression	47.29591	Sum squared resid		939499.4
Durbin-Watson stat	0.097978	Long-run variance		9795.289

ECM

Dependent Variable: D(SPREADSOB)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013
 Included observations: 421 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.225014	0.703549	0.319827	0.7493
D(SPREADSUB)	0.330453	0.049276	6.706221	0.0000
RESIDQSOBSUB_INVERTIDO(-1)	-0.029687	0.015695	-1.891477	0.0593
R-squared	0.097271	Mean dependent var		0.477810
Adjusted R-squared	0.092952	S.D. dependent var		15.12290
S.E. of regression	14.40291	Akaike info criterion		8.179838
Sum squared resid	86711.48	Schwarz criterion		8.208645
Log likelihood	-1718.856	Hannan-Quinn criter.		8.191222
F-statistic	22.52030	Durbin-Watson stat		1.680099
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESIDQSOBSUB_INVERTIDO has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.967799	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.570480	
5% level	-1.941579	
10% level	-1.616193	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ANEXO 5: COINTEGRACIÓN DE SPREADS Y RATINGS INDIVIDUALES

Cointegración de *spreads* individuales

Sample (adjusted): 8/25/2005 8/01/2013
 Included observations: 415 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: SPREAD_ESPANA2015 SPREAD_ESPANA2037 SPREAD_MADRID
 SPREAD_VALENCIA SPREAD_ANDALUCIA SPREAD_CATALUNIA
 Lags interval (in first differences): 1 to 7
 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.315977	249.9879	103.8473	0
At most 1 *	0.090682	92.38589	76.97277	0.0021
At most 2	0.062337	52.93604	54.07904	0.063
At most 3	0.039093	26.22456	35.19275	0.3295
At most 4	0.018623	9.67553	20.26184	0.6716
At most 5	0.004506	1.874061	9.164546	0.8026

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.315977	157.602	40.9568	0
At most 1 *	0.090682	39.44985	34.80587	0.013
At most 2	0.062337	26.71148	28.58808	0.0851
At most 3	0.039093	16.54903	22.29962	0.261
At most 4	0.018623	7.80147	15.8921	0.5716
At most 5	0.004506	1.874061	9.164546	0.8026

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

SPREAD_ESP	SPREAD_ESP	SPREAD_MA	SPREAD_VAL	SPREAD_ANDALL	SPREAD_CATC
0.027054	-0.003891	-0.020891	0.013581	-0.014721	-0.002942
-0.026248	0.017772	0.017514	0.002085	-0.007295	-0.004659
-0.033823	0.037255	-0.009942	0.005832	0.001833	-0.010798
0.00979	-0.040184	-0.006547	0.008947	-0.007217	0.020421
0.001929	-0.010139	0.005627	0.005189	0.000538	-0.005593
-0.001191	0.005226	0.002504	-9.47E-05	-0.000313	-0.000208

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SPREAD_E)	D(SPREAD_E)	D(SPREAD_IV)	D(SPREAD_V)	D(SPREAD_A)	D(SPREAD_C)
0.628314	3.534209	1.120012	0.840606	0.155193	-0.707494
-0.813612	2.118152	-0.658055	0.759174	0.434563	-0.460691
1.718305	-1.083153	-0.088502	-0.756077	0.243412	-0.619133
5.180257	3.07787	-1.851288	-1.398456	-0.764611	-0.417766
20.48157	0.208786	0.221095	1.695278	1.377741	0.440426
-1.210693	1.504551	0.288841	-1.405064	1.531193	0.033598

1 Cointegrating Equation(Log likelihood -10158.3

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SPREAD_ESP	SPREAD_ESP	SPREAD_MA	SPREAD_VAL	SPREAD_ANDALL	SPREAD_CATC
1	-0.14383	-0.772207	0.501994	-0.544143	-0.108755
	-0.12052	-0.08702	-0.04988	-0.04835	-0.06218

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SPREAD_E)	D(SPREAD_E)	D(SPREAD_IV)	D(SPREAD_V)	D(SPREAD_A)	D(SPREAD_C)
0.016998	-0.02385	-0.01598	0.046487	0.140147	-0.032754
	-0.01598	-0.01551	-0.02578	0.554108	-0.02014
				-0.04711	
				-0.032754	
				-0.02014	

Cointegración *ratings* individuales

Sample (adjusted): 8/25/2005 8/01/2013				
Included observations: 415 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: RTNGANDAL RTNGCATA RTNGESP RTNGMAD RTNGVAL				
Lags interval (in first differences): 1 to 7				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.061742	68.37555	76.97277	0.1888
At most 1	0.043415	41.92725	54.07904	0.3773
At most 2	0.031821	23.5072	35.19275	0.4948
At most 3	0.018734	10.08702	20.26184	0.6313
At most 4	0.00538	2.238541	9.164546	0.7299
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

ANEXO 6: IMPOSICIÓN DE RESTRICIONES VEC ESTRUCTURAL SPREADS SOLOS

A(2,1)=0

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013
 Included observations: 421 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 A(2,1)=0, B(1,1)=1
 Convergence achieved after 5 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 0.208488
 Probability 0.647955

Cointegrating Eq:	CointEq1
SPREADSUB(-1)	1.000000
SPREADSOB(-1)	-1.874209 (0.10476) [-17.8909]
C	0.583777 (19.4265) [0.03005]

A(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 7/14/2005 8/01/2013
 Included observations: 421 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 A(1,1)=0, B(1,1)=1
 Convergence achieved after 13 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 28.81672
 Probability 0.000000

Cointegrating Eq:	CointEq1
SPREADSUB(-1)	1.000000
SPREADSOB(-1)	-2.315793 (0.40825) [-5.67242]
C	92.51835 (75.7079) [1.22204]

Error Correction:	D(SPREADSUBD(SPREADSOB))		Error Correction:	D(SPREADSUBD(SPREADSOB))	
CointEq1	-0.043619 (0.00749) [-5.82446]	0.000000 (0.00000) [NA]	CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	0.011947 (0.00570) [2.09561]
D(SPREADSUB(-1))	0.228185 (0.04795) [4.75895]	-0.181474 (0.05128) [-3.53902]	D(SPREADSUB(-1))	0.244086 (0.04858) [5.02489]	-0.173607 (0.05111) [-3.39640]
D(SPREADSOB(-1))	0.001881 (0.04826) [0.03898]	0.152920 (0.05162) [2.96269]	D(SPREADSOB(-1))	0.029692 (0.04845) [0.61278]	0.162023 (0.05099) [3.17767]