

**El papel de la confianza en la evolución
de la economía: evidencia empírica
para el caso español**

Tesis Doctoral presentada por:

Indalecio Pérez Díaz del Río

FACULTAD DE ECONOMÍA Y EMPRESA
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA I

El papel de la confianza en la evolución de la economía: evidencia empírica para el caso español

Tesis Doctoral presentada por:

Indalecio Pérez Díaz del Río

Dirigida por:

Dr. José Manuel Sánchez Santos

Dr. Pablo Castellanos García

2015

AGRADECIMIENTOS

Consciente de que estas palabras no podrán compensar en su justa medida toda la ayuda que he recibido de determinadas personas antes y durante la elaboración de esta Tesis, procedo en este apartado a dar las gracias a aquellas que especialmente la han hecho posible.

Empiezo por la persona que sin duda inspiró el desarrollo de su temática y a la que le es debida la primera mención. Fruto de diferentes conversaciones con el profesor José Manuel Sánchez Santos nació hace ya varios años un proyecto que tenía como objetivo aportar algo nuevo en un ámbito donde más allá de los números y fórmulas están las personas. Su sistemática y proceder científico hicieron que de una idea naciera un proyecto, y de un proyecto, una Tesis Doctoral. Su supervisión aportó el rigor que era necesario en un trabajo de estas características y su motivación hizo que nunca cesara el esfuerzo en ella invertida por el doctorando. Mi agradecimiento por ello va mucho más allá de lo que pueda expresar en este párrafo.

Por otra parte, la incorporación como codirector del profesor Pablo Castellanos García me permitió profundizar en la metodología empírica y econométrica que era necesaria en un trabajo de estas características. Desde el principio, su entrega al proyecto hizo que las ideas previamente formuladas germinaran y fructificaran para darle a la misma consistencia y solidez. Su precisión y rigor han sido una constante en su desarrollo y sin duda ejemplo a seguir. Por lo anterior y por mucho más, tanto a José Manuel como a Pablo les debo una Tesis Doctoral y el reconocimiento por una entrega que ha ido verdaderamente más allá de lo meramente profesional. Igualmente, de existir eventualmente en ella algún defecto, habría que atribuírselo al que aquí escribe.

Es necesaria también la mención a la Universidad da Coruña en donde he desarrollado este trabajo, especialmente a su Facultad de Economía y Empresa, y en particular, a su Departamento de Economía Aplicada I y también al personal de biblioteca, que ha facilitado y apoyado el trabajo invertido a lo largo estos años. El mundo universitario ha sido y es una de mis pasiones, inculcada desde que acabé mis estudios en la Universidad de Deusto por profesores como Ángel Toña, Susana Rodríguez y Marta Álvarez, que entre otros, apostaron en su día por un alumno que

quería y quiere seguir aprendiendo y que ve en esta Tesis, no un final, sino el comienzo de un nuevo principio.

El agradecimiento personal es más difícil de expresar, no por dudarlo, sino también por la falta de palabras suficientes para hacerlo. Mis padres, Indalecio y María Jesús, han sido ejemplo toda mi vida de una dedicación y constancia que me ha ayudado a superar las dificultades inherentes a un proyecto de estas características. Al resto de mi familia, seres queridos y amigos solo me resta decirles que espero a partir de ahora poder compensarles por el tiempo transcurrido durante estos años. Y con los que no es posible porque ya se han ido, sirva así como tributo a su memoria.

A todos ellos, muchas gracias.

Ortigueira (A Coruña), septiembre de 2015

RESUMO

O principal obxectivo desta tese de doutoramento é proporcionar evidencia empírica sobre a importancia da confianza, medida polo *Economic Sentiment Indicator* (ESI), na evolución da economía española. En concreto, téntase demostrar que o ESI recolle información non contida noutras variables económicas fundamentais que reflicten a evolución dunha economía. Ademáis, tamén se pretende determinar a natureza endóxena ou exóxena de certas variables cualitativas (prima de risco da débeda soberana e a confianza) en modelos que abordan a súa relación con outras variables económicas cuantitativas. Finalmente, facilítase proba acerca de cómo a confianza dos axentes económicos privados (consumidores e empresas) determina a eficacia das políticas económicas. O enfoque metodolóxico utilizado é eminentemente empírico e baséase principalmente na estimación dun modelo ARDL (*Autoregressive Distributed-Lag*) para a obtención de probas da natureza exóxena da confianza, así como a súa influencia significativa sobre a evolución dunha das principais variables macroeconómicas, como é o desemprego. Outro dos resultados a sinalar é a verificación de que o comportamento da prima de risco soberana en España non pode ser totalmente explicado por modelos que só inclúen variables fundamentais de tipo cuantitativo.

RESUMEN

El principal objetivo de la presente Tesis Doctoral es aportar evidencia empírica sobre la relevancia de la confianza, medida a través del *Economic Sentiment Indicator* (ESI), en la evolución de la economía española. Más específicamente, se trata de demostrar que el ESI recoge información no contenida en el resto de variables económicas fundamentales que reflejan la evolución de una economía. Por otra parte, también se pretende determinar el carácter exógeno o endógeno de determinadas variables cualitativas (prima de riesgo de la deuda soberana y confianza) en los modelos que abordan su interrelación con otras variables económicas de carácter cuantitativo. Finalmente, se proporciona evidencia sobre cómo la confianza de los agentes económicos privados (consumidores y empresas)

condiciona la eficacia de las políticas económicas. El enfoque metodológico empleado es de carácter eminentemente empírico y se basa fundamentalmente en la estimación de un modelo ARDL (*Autoregressive-Distributed Lag*) que permite obtener evidencia sobre el carácter exógeno de la confianza así como sobre su influencia significativa en la evolución de una de las principales variables macroeconómicas, como es el caso del desempleo. Adicionalmente, otro de los resultados destacables es la verificación de que el comportamiento observado de la prima de riesgo soberana en España no puede ser totalmente explicado por modelos que incluyen solamente variables económicas fundamentales de carácter cuantitativo.

ABSTRACT

The main objective of this PhD thesis is to provide empirical evidence about the relevance of the confidence in the evolution of the Spanish economy measured by the *Economic Sentiment Indicator* (ESI). Specifically, it tries to show that the ESI collects information that it is not contained in other key economic variables that reflect the evolution of an economy. Furthermore, it is also intended to determine the endogenous or exogenous nature of certain qualitative variables (as the sovereign risk premium and the confidence) in models that address their relationship with other quantitative economic variables. Finally, evidence is provided about how private economic agents' confidence (consumers and firms) determines the effectiveness of economic policies. The methodological approach used is mainly empirical and based on the estimation of an ARDL (*Autoregressive Distributed-Lag*) model, which allows getting evidence of the exogenous nature of the confidence as well as its significant influence on the evolution of one of the main macroeconomic variables, such as the unemployment level. Another main result is the verification that sovereign risk premium evolution in Spain cannot be fully explained by models that include only quantitative fundamentals.

INDICE

INTRODUCCIÓN	14
CAPÍTULO 1. LA CONFIANZA: CONCEPTO, INDICADORES Y EVOLUCIÓN	24
1.1. Introducción	24
1.2. La confianza: concepto y su papel en la economía.....	25
1.2.1. Algunas precisiones conceptuales.....	25
1.2.2. El papel de la confianza en la economía	27
1.3. Los indicadores de confianza.....	32
1.3.1. Concepto y tipos.....	32
1.3.2. El <i>Economic Sentiment Indicator</i> (ESI): aspectos metodológicos de su elaboración.....	43
1.4. Análisis de la confianza: causas y evolución temporal	48
1.4.1. Factores determinantes de la confianza: Una revisión de la literatura	48
1.4.2. Utilidad y capacidad predictiva de los indicadores de confianza.....	53
1.5. Evolución del ESI en España y en la Eurozona	58
1.5.1. Análisis sectorial del ESI	59
1.5.2. El ESI y las intervenciones en las economías periféricas de la Eurozona.....	67
1.6. Conclusiones	72

CAPÍTULO 2. LA PRIMA DE RIESGO SOBERANA Y LA CONFIANZA	74
2.1. Introducción	74
2.2. Caracterización de las series: estabilidad y cambios estructurales	76
2.3. La prima de riesgo: concepto y medición	80
2.3.1. Componentes de la prima de riesgo: modelo básico	80
2.3.2. Factores determinantes de la prima de riesgo.....	85
2.4. Evolución de la prima de riesgo soberana: perspectiva a largo plazo... 92	
2.4.1. Análisis descriptivo.....	93
2.4.2. Evolución de la prima de riesgo soberana en la Unión Monetaria.....	99
2.4.3. Test de raíces unitarias	103
2.4.4. Resumen de resultados	110
2.5. Evolución del ESI: una perspectiva a largo plazo.....	112
2.6. Evolución de la prima de riesgo y del ESI: perspectiva a corto plazo	116
2.6.1. Resultados de los test de raíces unitarias	116
2.6.2. Discusión de los resultados.....	119
2.7. Conclusiones	125
 CAPÍTULO 3. PRIMA DE RIESGO SOBERANA Y VARIABLES ECONÓMICAS FUNDAMENTALES: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN	 127
3.1. Introducción	127
3.2. Descripción y orden de integración de las variables.....	128

3.2.1. Deuda pública	130
3.2.2. Deuda privada.....	137
3.2.3. Inflación.....	143
3.2.4. Desempleo.....	149
3.2.5. Capacidad/necesidad de financiación de la economía española.....	152
3.2.6. Volatilidad en los mercados financieros	157
3.2.7. Resumen de resultados	160
3.3. Cointegración de variables.....	162
3.3.1. Definición y relación cointegrante.....	162
3.3.2. Método de Engle-Granger (E-G).....	163
3.3.3. Método Durbin-Watson (DWRC).....	164
3.3.4. Método Gregory-Hansen (G-H).....	165
3.4. Conclusiones.....	168

CAPÍTULO 4. RELACIONES ENTRE EL ÍNDICE DE SENTIMIENTO
ECONÓMICO, LA PRIMA DE RIESGO Y LOS FUNDAMENTALES DE LA
ECONOMÍA: UN MODELO ARDL..... 171

4.1. Introducción	171
4.2. Metodología empírica: modelo ARDL.....	172
4.2.1. Antecedentes, limitaciones de los análisis previos y ventajas de la modelización ARDL.....	174
4.2.2. Descripción de la metodología.....	179
4.3. La relación entre variables	181
4.3.1. El análisis de bandas (<i>bound test</i>) o test PSS	181
4.3.2. Estimación del modelo ARDL	187

4.3.3. Modelo a largo y corto plazo	191
4.4. Análisis de causalidad: el test de Granger.....	199
4.5. Conclusiones	203
CONCLUSIONES	205
BIBLIOGRAFÍA.....	216

ANEXOS

ANEXO A. Pruebas de raíces unitarias sin rupturas.....	237
ANEXO B. Pruebas de raíces unitarias con rupturas.....	275
ANEXO C. Pruebas de cointegración E-G y G-H.....	299
ANEXO D. Resultados del bound test y del ARDL	303
ANEXO E. Pruebas de Granger.....	333

GRÁFICOS

Gráfico 1. ESI agregado en España vs ESI agregado en el Área Euro	59
Gráfico 2. ESI industria en España vs ESI en industria en el Área Euro	61
Gráfico 3. ESI servicios en España vs ESI servicios en el Área Euro	62
Gráfico 4. ESI consumidor en España vs ESI consumidor en el Área Euro	64
Gráfico 5. ESI <i>retail</i> en España vs ESI <i>retail</i> en el Área Euro.....	65
Gráfico 6. ESI construcción en España vs ESI construcción en el Área Euro	66
Gráfico 7. Evolución del ESI en los países con intervención o ayuda por parte del BCE (I).....	68
Gráfico 8. Evolución del ESI en los países con intervención o ayuda por parte del BCE (II)	70
Gráfico 9. Periodos identificados en la evolución de la prima de riesgo española	95
Gráfico 10. Evolución de los rendimientos (en %) de la deuda soberana española y alemana a 10 años en trimestres	97
Gráfico 11. Evolución de los rendimientos (en %) de las deudas soberanas española y alemana y del <i>spread</i> a 10 años	99
Gráfico 12. <i>Spreads</i> en España y en el Reino Unido	102
Gráfico 13. Ratio deuda pública/PIB en España y en el Reino Unido.....	103
Gráfico 14. Rupturas estructurales en los rendimientos de deuda soberana y en la prima de riesgo soberana	108
Gráfico 15. Evolución del ESI_Es	113
Gráfico 16. Rupturas estructurales en la variable ESI_Es.....	115
Gráfico 17. Rupturas estructurales en las series mensuales del ESI y de la prima de riesgo.....	118

Gráfico 18. Composición de la deuda pública española según el PDE (en millones de euros)	132
Gráfico 19. Composición de la deuda pública española según el PDE (en %)	133
Gráfico 20. Deuda pública española según el PDE (en % del PIB).....	134
Gráfico 21. Rupturas estructurales en la serie Deu_Pub	136
Gráfico 22. Composición de la deuda privada española (en billones de euros)	138
Gráfico 23. Composición de la deuda privada española (en %)	139
Gráfico 24. Deuda privada española (en % del PIB)	140
Gráfico 25. Rupturas estructurales en la serie Deu_Pri.....	142
Gráfico 26. Evolución de la tasa de inflación en España	144
Gráfico 27. Rupturas estructurales en la serie Inf	147
Gráfico 28. Evolución mensual de la tasa de variación interanual de precios al consumo en España y en el Área Euro	148
Gráfico 29. Evolución de la tasa de desempleo en España	150
Gráfico 30. Rupturas estructurales en la serie de la tasa de desempleo	152
Gráfico 31. Evolución de la capacidad de financiación en España.....	154
Gráfico 32. Rupturas estructurales en la serie Cap_Fin	156
Gráfico 33. Evolución del VIX.....	158
Gráfico 34. Rupturas estructurales en la serie VIX.....	159
Gráfico 35. Test de estabilidad CUSUM y CUSUMQ	193

TABLAS

Tabla 1. Resumen de actas del <i>Federal Open Market Committee</i>	35
Tabla 2. Comparativa de Índices de Confianza	47
Tabla 3. Resultados de las pruebas de raíces unitarias sin rupturas estructurales para los rendimientos y la prima de riesgo de riesgo soberana de la deuda pública española.....	104
Tabla 4. Cambios estructurales para los rendimientos y la prima de riesgo soberana de la deuda pública española.....	106
Tabla 5. Pruebas de raíces unitarias sin rupturas en la serie ESI_Es	114
Tabla 6. Pruebas de raíces unitarias con rupturas en la serie ESI_Es	114

Tabla 7. Pruebas de raíces unitarias con rupturas en las series mensuales del ESI y de la prima de riesgo soberana.....	117
Tabla 8. Pruebas de raíces unitarias en la serie Deu_Pub	135
Tabla 9. Pruebas de raíces unitarias en la serie Deu_Pri.....	141
Tabla 10. Pruebas de raíces unitarias en la serie Inf	146
Tabla 11. Pruebas de raíces unitarias en la serie Des.....	151
Tabla 12. Pruebas de raíces unitarias en la serie Cap_Fin.....	155
Tabla 13. Pruebas de raíces unitarias en la serie VIX.....	159
Tabla 14. Estadísticos descriptivos de las variables.....	160
Tabla 15. Resultados del test de cointegración E-G.....	164
Tabla 16. Resultados de la prueba G-H aplicando el criterio AIC	166
Tabla 17. Resultados de la prueba G-H aplicando el criterio BIC.....	166
Tabla 18. Resumen de resultados obtenidos en el test G-H	167
Tabla 19. Resultados de los test de bandas o PSS	184
Tabla 20. Pruebas de diagnóstico del modelo con la tasa de desempleo como variable dependiente.....	188
Tabla 21. Número de retardos a considerar por cada criterio y para cada variable .	190
Tabla 22. Coeficientes del modelo ARDL a largo plazo.....	192
Tabla 23. Coeficientes del modelo ARDL a corto plazo.....	196
Tabla 24. Resultados del test de Granger	201

INTRODUCCIÓN

La presente Tesis Doctoral se incardina en una línea de investigación que pretende analizar el papel de variables de tipo cualitativo y vinculadas a expectativas en la evolución de una economía. En particular el objetivo general de la Tesis es aportar evidencia empírica de la relevancia de la confianza, medida a través del *Economic Sentiment Indicator* (ESI), en el comportamiento de la economía española. Más específicamente, los principales objetivos específicos son los siguientes:

- Demostrar que el ESI recoge información no contenida en el resto de variables económicas fundamentales que reflejan la evolución de una economía.
- Determinar el carácter exógeno o endógeno de la confianza de los agentes económicos privados (consumidores y empresas) en los modelos que abordan su interrelación con determinadas variables económicas fundamentales.
- Obtener evidencia sobre cómo dicha confianza condiciona la eficacia de las políticas económicas.

La elección del tema objeto de estudio está motivada principalmente por consideraciones relativas a su relevancia, pertinencia y originalidad, aspectos estos que se explican a continuación.

Una prueba de la relevancia de la confianza en el estímulo de la actividad económica lo constituye el hecho de que ha recibido considerable atención académica por los científicos sociales. Entre las investigaciones económicas que abordan el papel desempeñado por los indicadores de confianza en la economía real y en las fluctuaciones económicas se pueden mencionar Fuhrer (1993), Matsusaka y Sbordone (1995), Golinelli y Parigi (2004), Ludvigson (2004) y Taylor y McNabb (2007). Por su parte, otros autores también proporcionan evidencia empírica que apoya la influencia del sentimiento de los inversores en las inversiones corporativas a nivel agregado (Arif y Lee, 2014), la evolución del mercado de valores (Otoo, 1999; Lee *et al.*, 2002; Jansen y Nahuis, 2003), la valoración del riesgo por el mercado (Verma y Soydemir, 2009), la reacción del mercado de valores a la política

monetaria (Kurov, 2010) e incluso en la probabilidad de futuros problemas financieros (Mishkin, 1978).

Por otra parte, un gran número de trabajos han investigado la capacidad predictiva de los indicadores de confianza. Por ejemplo, Carroll *et al.* (1994) y Easaw *et al.* (2005) estudian la utilidad de los indicadores que miden la confianza del consumidor como instrumento de predicción del crecimiento del consumo de los hogares. En una línea similar, Claveria *et al.* (2007) analizan la posibilidad de mejorar las previsiones para algunas variables macroeconómicas mediante la información proporcionada por las encuestas de coyuntura.

Ahora bien, más allá del poder predictivo de los indicadores de confianza, es importante señalar dos aspectos que requieren de investigación. Por un lado, el comportamiento de la confianza también podría estar condicionado por la evolución de los datos macroeconómicos, con lo cual tenemos *a priori* una relación de carácter bidireccional que no aclara el carácter de variable explicada o explicativa de dicha variable. Por otro, tampoco se dispone de evidencia concluyente sobre si esta variable tiene un valor informativo más allá de su condición de indicador adelantado. En este sentido, se tratará de constatar hasta qué punto la evidencia sustenta los argumentos de autores que como Katona (1951, 1975) ya sostenían en su día que la confianza del consumidor contiene información que no se puede deducir simplemente de las variables económicas y financieras.

En cuanto a la pertinencia de la cuestión objeto de estudio en esta Tesis Doctoral, la relación entre la confianza de los agentes económicos y la economía real es un tema que reviste un especial interés para investigadores, analistas y *policy-makers*. En efecto, la confianza es una variable que contiene la información cualitativa que mide directamente las expectativas de los agentes económicos. Estas expectativas, a través de su impacto en las decisiones de consumo, ahorro, crédito, inversión, etc., pueden ejercer una influencia significativa en el estado actual de la economía, en las perspectivas de crecimiento de la misma y en la estabilidad financiera de un país.

Por un lado, un exceso de confianza, en la medida en que puede ir asociado a una disminución de la percepción del riesgo, es un factor que determina el

incremento del precio de los activos y, en casos extremos, puede contribuir a crear burbujas especulativas, con las consiguientes consecuencias distorsionadoras (ineficiente asignación de recursos), tanto en el período de generación de las mismas, como en el posterior a su estallido. Por otro lado, la falta de confianza, entendida como un fuerte deterioro de las expectativas y un dramático incremento en la incertidumbre económica, ha sido generalmente considerada como un factor que ha desempeñado un papel clave en la última crisis que ha afectado a España, a la Eurozona y en general, de una u otra forma, a la economía mundial.

Este periodo ha sido definido por varios autores (p.ej., Stiglitz, 2008) como una crisis de confianza, con lo que resulta especialmente pertinente investigar el papel desempeñado por esta variable. Igualmente la recuperación de la confianza es un factor fundamental en la salida de la crisis actual teniendo en cuenta que esta ha generado una gran incertidumbre que ha impactado tanto en el sentimiento de las empresas como en la confianza del consumidor, provocando lo que pudiera ser una espiral negativa. De este modo, el restablecimiento de la confianza se convierte en un elemento esencial para conseguir una recuperación que permita retomar la senda del crecimiento sostenido a largo plazo. Por lo tanto, dada la situación por la que atraviesan actualmente economías como la española, abordar este tipo de cuestiones reviste especial interés, puesto que, parafraseando a Keynes (1936), en determinadas circunstancias los mayores enemigos del crecimiento son la incertidumbre y la falta de confianza.

Adicionalmente, en el marco de la Eurozona, la pertinencia de profundizar en el estudio de la naturaleza de la interrelación entre la confianza de los agentes económicos y las variables económicas fundamentales, también viene dada por la necesidad de dotar de elementos objetivos y comparables a nivel país a los órganos de ejecución del Banco Central Europeo (en adelante, BCE) para su toma de decisiones. En este sentido, la importancia concedida a las variables de sentimiento o confianza por parte de la Reserva Federal de Estados Unidos constituye un precedente que permite considerar al ESI en Europa un firme candidato para entender la situación de un país en particular y valorar así la toma de decisiones de política monetaria por parte del Consejo de Gobierno del BCE. De esta forma, el

estudio y monitorización del ESI constituiría un elemento del Análisis Económico por parte del BCE en el marco de su Estrategia de Política Monetaria.

Por otra parte, el control de la prima de riesgo ha inspirado un número creciente de decisiones de política económica tomadas por los gobiernos de los países miembros de la Unión Económica y Monetaria (en adelante, UEM). Tanto es así que esta variable ha pasado a ser considerada por numerosos responsables políticos como un indicador de la eficacia de las medidas de política económica. Esta atención extrema que se le ha prestado a la prima de riesgo soberana responde al convencimiento de que valores elevados de esta variable ponen en serias dificultades a los países para generar confianza en los inversores y en el resto de los agentes económicos, y así lograr los recursos necesarios para llevar a cabo sus actividades productivas y la consecución de sus objetivos.

En lo que se refiere a las principales aportaciones que se derivan de la Tesis Doctoral, y en aras de la sistematización de las mismas, se ordenan a continuación atendiendo a cuatro dimensiones: el tema objeto de investigación, el horizonte temporal analizado, la metodología econométrica empleada, y los resultados obtenidos.

En lo concerniente **al tema objeto de investigación**, la principal contribución está asociada al protagonismo que se le otorga a factores de carácter cualitativo, subjetivo y prospectivo en el análisis de los condicionantes de la evolución de la economía y de las políticas económicas. En particular, un aspecto que resulta especialmente novedoso es la inclusión de variables que aproximan la confianza de los agentes económicos privados (ESI), la percepción del riesgo (prima de riesgo de la deuda soberana) o la incertidumbre de los inversores (VIX). Estos indicadores tienen en común que (cada uno en su ámbito y con sus características propias) recogen datos de tipo cualitativo de la economía, incorporando información del sentimiento o estado de opinión de los partícipes en cuanto a la marcha económica del país, tanto con referencia a las perspectivas de los mismos a futuro como también sobre la situación presente. Por otra parte y en la medida en que el comportamiento de los índices de confianza también puede estar condicionado por la evolución de

algunos indicadores económicos y financieros, resulta especialmente pertinente verificar el carácter endógeno o exógeno de dicha variable.

A este respecto, cabe destacar que está muy estudiada la capacidad predictiva de este tipo de variables (indicadores adelantados), pero mucho menos investigada su capacidad explicativa en la evolución de las principales variables macroeconómicas. En este sentido, la presente investigación contribuye a cubrir este “gap” observado en la literatura académica.

En cuanto **horizonte temporal considerado**, una de las aportaciones relevantes de esta Tesis es la utilización de series a lo largo de un período temporal (1990-2012) de amplitud suficiente para poder obtener resultados robustos con las pruebas econométricas desarrolladas.

El periodo analizado comprende diversos momentos y situaciones de relevancia para la economía española y europea (por ejemplo, la firma del tratado de Maastricht en 1992, o la creación de la moneda única y del BCE en 1999). Igualmente en este periodo han tenido lugar diferentes coyunturas económicas, desde episodios de crecimiento continuado, hasta épocas de recesión como la que se manifiesta en los últimos datos de la serie estudiada, estando además a lo largo de este período la economía española sometida a *shocks* de diversa naturaleza e intensidad.

En lo relativo a la **metodología econométrica**, se utilizan unas técnicas que solventan las limitaciones que tenían los métodos econométricos clásicos anteriormente empleados en la literatura, los cuales no permitían el uso de variables estacionarias en pruebas de cointegración.

En primer lugar, se lleva a cabo un exhaustivo análisis de las propiedades (estacionariedad, raíces unitarias) de las series temporales de todas las variables involucradas. Mediante la aplicación de test de raíces unitarias que tienen en cuenta la posible existencia de rupturas estructurales, se evita el riesgo de caracterizar una serie como no estacionaria de forma espuria, permitiendo establecer el verdadero grado de integración de las variables. Este procedimiento es especialmente adecuado en el caso de nuestro objeto de estudio puesto que en el horizonte temporal elegido

(1990-2012), se registran diversos acontecimientos económicos a nivel español e internacional que pudieran alterar el nivel y/o la tendencia de las series, afectando por lo tanto a su grado de estacionariedad. Concretamente, el análisis de las propiedades de las series temporales de la prima de riesgo soberana española y del ESI de nuestro país arroja unos resultados interesantes que tienen implicaciones tanto para el estudio posterior de la naturaleza de las relaciones entre estas variables y los “fundamentales” económicos seleccionados, como para la evaluación de los efectos de determinadas medidas de política económica.

En segundo lugar, la estimación de un modelo ARDL (*Autoregressive-Distributed Lag* o modelo autorregresivo con retardo distribuido) abre la posibilidad de utilizar adicionalmente variables estacionarias, permitiendo usar aquellas que el investigador seleccione sin conocer previamente su orden de integración y por lo tanto, facilitando el empleo conjunto tanto de las que fueran $I(0)$ como $I(1)$, y que pudieran contribuir a explicar mejor el funcionamiento de los “fundamentales” macroeconómicos de nuestro país. Este modelo permite además conocer el comportamiento a corto y largo plazo de estas variables, estimando la rapidez de ajuste a una situación de equilibrio. El hecho de que la metodología ampliada tolere la inclusión de variables no estacionarias y estacionarias hará que se pueda determinar de forma más precisa el impacto de la confianza en la economía española.

Por su parte, los **resultados** obtenidos a partir de la presente investigación también suponen una contribución significativa en la medida en que añaden nuevos conocimientos a los ya existentes en el ámbito objeto de estudio. A este respecto, y a modo de avance, se pueden destacar las aportaciones que a continuación se refieren.

La mayor parte de los trabajos empíricos disponibles encuentran una relación estadística significativa tanto del indicador de confianza ESI como de la prima de riesgo soberana, con determinados “fundamentales” de la economía. Sin embargo, hasta el presente, la evidencia sobre las relaciones de causalidad entre estas variables es muy escasa. En este sentido, el análisis econométrico llevado a cabo permite constatar varios aspectos importantes.

Por un lado, el comportamiento observado de la prima de riesgo soberana en España no puede ser totalmente explicado por modelos que incluyen solamente

variables económicas fundamentales de carácter cuantitativo. Por otro, el ESI recoge información no contenida en el resto de variables económicas fundamentales que reflejan la evolución de una economía. Otra de las contribuciones relevantes es la obtención de evidencia empírica sobre el carácter exógeno de la confianza medida a través del indicador ESI, así como la evidencia del papel significativo del mismo como determinante de la evolución de alguna de las variables macroeconómicas fundamentales seleccionadas, en concreto el desempleo. A este respecto cabe destacar que, si bien la literatura académica en materia de confianza o índices de sentimiento es amplia, cuando se trata de evaluar el efecto de los mismos en la producción, el consumo o el mercado de valores, no existen apenas trabajos que ofrezcan evidencia empírica de su efecto directo en el desempleo, lo cual en España reviste un interés adicional debido a la presencia de elevados niveles de paro en comparación con la media de la Unión Europea.

Finalmente, en el ámbito de las contribuciones de esta Tesis en materia de implicaciones para la política económica, lo más reseñable es que el análisis de variables como la confianza medida a través del ESI y/o de la prima de riesgo de la deuda soberana permite evaluar el papel de factores de carácter cualitativo y/o subjetivo en la evolución de la economía y aporta información relevante para el diseño y evaluación de las políticas económicas tanto a nivel nacional como para el conjunto de la Eurozona. En particular, la identificación de relaciones de causalidad existentes entre las variables analizadas y la confianza permite señalar a esta última como uno de los factores determinantes de la evolución económica del país, y por lo tanto, debe ser tenida en cuenta por las autoridades de política económica a la hora de diseñar e implementar dichas políticas. Más específicamente, los resultados obtenidos aportan evidencia sólida de que tanto para controlar la prima de riesgo soberana como para reducir el desempleo, las medidas de estabilización convencionales (fiscales y monetarias) son insuficientes si no se complementan con políticas que mejoren la confianza y reduzcan los niveles generales de incertidumbre.

En lo que respecta a la **organización del material** de la investigación, esta Tesis se desarrolla a lo largo de cuatro capítulos, cuyos contenidos se pueden resumir como sigue.

El capítulo 1 reviste un carácter eminentemente introductorio que se pretende sirva como marco de referencia de la investigación. Como primera aproximación al papel de la confianza en la economía se impone realizar una delimitación lo más precisa posible del concepto de confianza. Una vez definido qué se entiende por confianza, el siguiente paso es el relativo a su medición y cuantificación. En este sentido, se realiza una revisión de los principales tipos de indicadores que se pueden utilizar como *proxy* de la confianza. Una vez identificados aquellos que mejor permiten medir los niveles de confianza, se lleva a cabo una revisión de la literatura en la que se abordan los factores determinantes de su evolución, el impacto que presuntamente pueden tener en la evolución de las variables macroeconómicas fundamentales, así como su utilidad y capacidad predictiva. Finalmente, a modo de ilustración de las anteriores cuestiones, se presenta evidencia descriptiva de la evolución del ESI en España y en la Eurozona a lo largo del período objeto de estudio. De hecho, este primer análisis de la evolución del mencionado indicador, tanto a nivel general como sectorial, permite obtener alguna evidencia preliminar ilustrativa del valor informativo de la evolución de los indicadores de confianza.

En el capítulo 2 se introduce el estudio de la prima de riesgo de la deuda soberana, contrastando empíricamente la posible existencia de una relación entre esta variable y la confianza aproximada a través del ESI. El capítulo se inicia con una aproximación metodológica acerca de la caracterización de las series temporales que servirá para contextualizar las pruebas que se realizan en los casos de la confianza medida a través del mencionado indicador y la prima de riesgo. A continuación, y una vez abordados los componentes y determinantes de la prima de riesgo, se realiza un análisis que permite determinar la presencia de raíces unitarias identificando las rupturas estructurales que pudieran afectar a la consideración del grado de estacionariedad de ambas variables, aspectos estos que resultarán claves en una fase posterior de la investigación a la hora de realizar análisis de cointegración y/o causalidad. Más específicamente, la aplicación de este tipo de metodología al período 2007-2014 permite poner de manifiesto aspectos tan relevantes como los límites de la eficacia de las políticas económicas nacionales en el marco de la Eurozona y la

importancia de la coordinación a varios niveles (fiscal, monetario-fiscal, monetario-macroprudencial).

En el capítulo 3 se trata de delimitar el papel de determinadas variables fundamentales de la economía española en la determinación tanto del ESI como de la prima de riesgo soberana. Para ello, se procede en primer lugar a una descripción de las variables fundamentales que se incluyen en el modelo (desempleo, inflación, deuda pública, deuda privada, capacidad/necesidad de financiación de la economía y volatilidad de los mercados financieros), cuya elección responde a la revisión de la literatura sobre los determinantes de la evolución de los indicadores de confianza. En segundo lugar, se analizan las propiedades de las series temporales de cada una de estas variables (estacionariedad, raíces unitarias y rupturas estructurales). Finalmente, se desarrollan las pruebas de cointegración pertinentes con el objetivo de probar la existencia de una relación estable a largo plazo entre variables no estacionarias y con el mismo orden de integración (Engle y Granger, 1987; Enders, 2010). Estos análisis de cointegración aportarán un elemento de juicio adicional a la hora de evaluar las medidas implementadas por gobiernos como el español con el objetivo prioritario de reducir la prima de riesgo y aumentar la confianza en la economía.

El capítulo 4 profundiza en el análisis del papel de la confianza en la evolución de la economía, ofreciendo evidencia empírica adicional sobre la naturaleza de la relación entre la confianza y algunos “fundamentales” de la economía española. En particular, se determina si la confianza (medida a través del ESI) debe incorporarse al modelo como una variable dependiente (endógena/explicada) o independiente (exógena/explicativa). Para ello se llevan a cabo las denominadas pruebas de bandas (*bound tests*), formulando posteriormente un modelo ARDL que se estima con datos trimestrales de la economía española para el periodo 1990-2012. A continuación y una vez corroborada la existencia de una relación a largo plazo entre los fundamentos económicos y la confianza a través de un análisis de cointegración, se discute cómo las variables dependientes reaccionan a los cambios en las variables explicativas, tanto a corto como a largo plazo. Por último, se completa el proceso con un análisis de causalidad. Dado que el hecho de que haya cointegración entre las variables es condición necesaria pero no suficiente

para hablar de causalidad, se procede a la realización de las pruebas de causalidad Granger donde se considerase oportuno. Concretamente, de la aplicación de este tipo de test se derivan resultados relevantes y especialmente reveladores para la relación entre la confianza y el desempleo.

Se cierra esta Tesis Doctoral con un apartado de conclusiones en donde se recogen los principales resultados obtenidos, así como las futuras vías de investigación que la misma abre. De forma complementaria se acompañan una serie de anexos en los que se incluye el detalle de los resultados de los análisis estadísticos y econométricos llevados a cabo.

CAPÍTULO 1. LA CONFIANZA: CONCEPTO, INDICADORES Y EVOLUCIÓN

1.1. Introducción

El presente capítulo reviste un carácter eminentemente introductorio que se pretende sirva como marco de referencia de la investigación que se desarrolla en la presente Tesis Doctoral. Como primera aproximación al papel de la confianza en la economía se impone realizar una delimitación lo más precisa posible del concepto para entender en todo su alcance el papel de esta variable en la economía en general y en los modelos macroeconómicos en particular. La discusión conceptual pone claramente de manifiesto el doble papel que *a priori* puede desempeñar la confianza, como variable explicada y como variable explicativa.

En esta línea, una vez definido qué se entiende por confianza, el siguiente paso es el relativo a su cuantificación, realizándose para ello un análisis de los principales indicadores que se pueden utilizar para aproximarla. Estos constituyen herramientas útiles para conocer el “sentimiento” de diferentes agentes económicos y son una referencia inexcusable para explicar el comportamiento presente y futuro de una economía.

Una vez identificados aquellos que permiten medir de forma más adecuada los niveles de confianza, se procede a realizar una revisión de la literatura en la que se abordan los factores determinantes de la evolución de estos indicadores, el impacto que presuntamente pueden tener en las variables macroeconómicas fundamentales así como su utilidad y capacidad predictiva.

Fruto de la evaluación de los aspectos metodológicos que concurren en la elaboración de los mismos se elige el *Economic Sentiment Indicator* (ESI) como una de las *proxies* de la confianza que se utilizará en las diferentes pruebas econométricas que se desarrollan a lo largo de esta Tesis Doctoral. El ESI es uno de los indicadores de referencia en el Área Euro, calculado de forma global para la Unión Europea y también en particular para cada uno de los países que lo integran, incluido España.

Igualmente, la elaboración del ESI para cada país incluye también un desglose por sectores que permitirá la realización de análisis más detallados.

Finalmente, delimitada conceptualmente la confianza en el ámbito de la economía, analizada la cuestión de cómo medirla en la práctica y vistos los factores que teóricamente la determinan, se ofrece, a modo de ilustración de las anteriores cuestiones, una evidencia descriptiva de la evolución del ESI en España y Europa a lo largo del período objeto de estudio. De hecho, este primer análisis de la evolución de este indicador, tanto a nivel general como sectorial, permite obtener alguna evidencia preliminar ilustrativa del valor informativo de la evolución de los indicadores de confianza.

1.2. La confianza: concepto y su papel en la economía

1.2.1. Algunas precisiones conceptuales

La palabra “confianza” está incorporada a nuestro vocabulario común y es utilizada indistintamente en diversos ámbitos, lo que viene a dar idea de los diversos matices que este término presenta en nuestro idioma.

La Real Academia Española de la Lengua presenta diferentes acepciones para esta palabra, de entre las cuales se destacan las cuatro primeras. En su primera acepción la *confianza* se define como la “esperanza firme que se tiene de alguien o algo”; en su segunda, como “seguridad que alguien tiene en sí mismo”; en su tercera, como “presunción y vana opinión de sí mismo” y en su cuarta, como “ánimo, aliento, vigor para obrar”. La palabra procede del latín, *confidāre*, confiar, y es en la definición de este verbo donde se encuentran ya rasgos significativos para el estudio de los índices. En su primera acepción *confiar* se define como “encargar o poner al cuidado de alguien algún negocio u otra cosa” y en su segunda como “depositar en alguien, sin más seguridad que la buena fe y la opinión que de él se tiene, la hacienda, el secreto o cualquier otra cosa”.

Diversos autores han estudiado la confianza, tanto desde un punto de vista teórico como práctico. Así, Hardin (2010) entiende la confianza como “una relación

tripartita que descansa en la valoración que hace la persona que deposita su confianza de las intenciones de quien la recibe con respecto a una acción particular”. Es decir, en esta definición de la confianza mediarían tres partes necesarias: un sujeto (1) que confía en otro (2), para hacer algo (3).

Como se puede observar, la visión que propone Hardin requiere una valoración personal del sujeto con el que se quiere mantener una relación. El autor diferencia entre las palabras “confianza” (*trust*) y “confiabilidad” (*trustworthiness*). La primera la entiende como la relación a establecer y la segunda como la “capacidad para juzgar los intereses de uno como dependientes de hacer lo que se confía que haga”¹.

Este uso de la palabra “confianza” en nuestro idioma, se transforma cuando la confianza se *generaliza* y se omite al sujeto que confía, para realizar la valoración acerca de una institución o de una situación que no conlleva lo que pudiéramos llamar un conocimiento cognitivo de otro sujeto.

Por otra parte, el uso en lengua inglesa de la palabra “confianza” no es exacto al dado en el idioma español, presentando diversos significados que pudieran corresponder a las acepciones mencionadas. Las palabras *trust* y *confidence*, que podrían traducirse directamente al español como “confianza”, contienen diferencias y matices propios en su utilización en el idioma inglés. Mientras que el uso de *trust* se relaciona más con una valoración personal sobre alguien, el uso de *confidence* se asimilaría mayormente a lo que en idioma español se entendería como “certeza” de que algo o una determinada situación evolucione de una forma concreta. Esta distinción la confirma Tonkiss (2009) al identificar *trust* con las relaciones derivadas de percepciones subjetivas, como el acuerdo entre caballeros y elecciones no racionales, y *confidence* con las relaciones o comportamiento derivados de percepciones objetivas, acuerdos contractuales y decisiones racionales.

En todo caso, dado que en el ámbito anglosajón para hablar de la confianza se observa el común uso de la palabra *confidence* para calificar a los indicadores de

¹ La “confianza” podría entenderse como conocimiento, mientras que la “confiabilidad” sería más bien una motivación, si bien el autor admite que la palabra “confianza” es utilizada la mayor parte de las veces con estos dos significados.

los que hace mención más adelante, en el presente estudio la palabra “confianza” se utilizará como traducción al español tanto de una como de la otra acepción.

En este marco, la generalización de la palabra “confianza” hace que en el ámbito económico se la haya utilizado ampliamente y en particular en los últimos años en donde se la ha apuntado como posible causa y/o consecuencia de crisis económicas, en especial de la última (Stiglitz, 2008)².

Finalmente, de las diferentes acepciones que de la confianza da la RAE, es en su primera y en su cuarta donde mejor se puede aproximar su significado en términos económicos. La primera recoge la necesaria “esperanza firme” o “creencia absoluta” que todos los participantes en la economía deben tener entre sí de cara a realizar intercambios económicos; y en relación a las instituciones, la credibilidad, buen hacer y soporte como base de las diversas actividades que se llevan a cabo en el mercado. Por su parte, la cuarta acepción recogería la importancia que el ánimo, aliento u otro tipo de estado psicológico tendrían en el funcionamiento de la economía como motores de la misma.

1.2.2. El papel de la confianza en la economía

La denominada *Behavioural Economics* o Economía Conductual intenta describir la economía y los mercados en general bajo una óptica más humana que ayude a una interpretación mejor de la marcha de la misma. Solo comprendiendo la mentalidad humana que subyace a la toma de decisiones se será capaz de analizar y entender determinados acontecimientos. Ya Adam Smith (1759) en su “Teoría de los Sentimientos Morales” indicaba que principios psicológicos de comportamiento individual eran tan profundos como las observaciones económicas. Investigadores como Katona (1951, 1975), Simon (1955), Leibenstein (1966, 1968, 1978) y Scitovsky (1976) señalaron igualmente la importancia de aspectos psicológicos así como los límites a la pura racionalidad. Asimismo psicólogos como Edwards (1954,

² Stiglitz menciona en *The Guardian* que “the present financial crisis springs from a catastrophic collapse in confidence”. Disponible en <http://www.guardian.co.uk/commentisfree/2008/sep/16/economics.wallstreet>. Acceso el 31 de enero de 2015.

1961), Luce (1959), Tversky (1972) y Kahneman (2003) empezaron a usar modelos económicos contra los que contrastar sus teorías. Quizás uno de los artículos más relevantes sea el de Tversky y Kahneman de 1974, en el que documentan violaciones en las teorías de la utilidad esperada, proponiendo una alternativa basada en principios psicológicos.

Ya John Maynard Keynes, en la época posterior a la denominada Gran Depresión, abogó por una visión de la economía en la que los denominados *animal spirits*³ (Keynes, 1936), entre los cuales se puede identificar la confianza (Akerlof y Shiller, 2009), desempeñaban un papel fundamental en la comprensión de la actividad económica.

En este sentido, Akerlof y Shiller (2009) identifican cinco tipos de “animal spirits” que tienen influencia en la economía, a saber, la confianza, la equidad, la corrupción y mala fe, la ilusión monetaria y por último, el papel de las “historias”. Estos autores mencionan que “desde la fundación de la república norteamericana, los altibajos financieros se han atribuido a pérdidas de confianza”, implicando esta confianza una conducta que sobrepasa un acercamiento meramente “racional” en la toma de decisiones.

Teniendo en cuenta lo anterior en este trabajo la atención se pondrá en la confianza argumentando que la ausencia o presencia de la misma repercute en las actuaciones de un consumidor o un inversor, aparte de su influencia demostrada en determinadas variables económicas, como se verá más adelante.

La confianza no solo resulta crítica a nivel individual, sino también a nivel institucional. Diversos autores han medido la variación de la confianza en instituciones (Roth, 2009) e incluso demostrado que, por ejemplo, la diferencia entre la renta per cápita de Estados Unidos y Somalia se explica básicamente por el contraste enorme entre sus niveles de confianza institucional (De la Dehesa, 2010). Es decir, la confianza, ya sea a nivel individual, colectivo o institucional, es clave para poder garantizar un sano funcionamiento no solo a nivel económico sino también a nivel de las instituciones.

³ Los denominados “espíritus animales” se encuentran citados ya en la antigüedad refiriendo los escritos del médico Galeno (130-200 d.C.) como su fuente principal.

La confianza ha sido siempre una variable clave en el correcto desarrollo y evolución de los mercados financieros (Arrow, 1972; North, 1981; Fukuyama, 1995 y Stiglitz, 1999). El denominado “patrón oro”, por ejemplo, no era sino un mecanismo monetario respaldado por un bien tangible con valor en sí mismo. El cambio de la moneda por el subyacente al que sustituía (el oro) implicaba una necesaria *confianza* en el sistema. Sin ir más lejos, las monedas o el “papel moneda” utilizado como forma de pago en la actualidad, derivan de la confianza que los individuos depositamos en el sistema financiero de un país, y que nos permite realizar las actividades económicas.

Determinados autores han demostrado que el grado de confianza en determinadas economías influye en la participación de sus agentes económicos en los mercados de valores (Guiso *et al.*, 2007; Bormann, 2013) o por ejemplo en el nivel de prepagos en las relaciones económicas con proveedores (Raiser *et al.*, 2007). Especialmente en economías emergentes, el papel de la confianza debe de ser reforzado mediante reformas en sus sistemas financieros que mejoren sus sistemas legales, la seguridad en los pagos y los sistemas de *trading*, entre otros (Bossone, 1999).

Es interesante igualmente estudiar cómo la confianza actúa como favorecedora de la existencia de burbujas o alza de precios de determinados activos y cómo lastra posteriormente la recuperación de la economía. Un incremento de confianza puede disminuir nuestra percepción de riesgo, lo que hace que muchas decisiones económicas se tomen bajo hipótesis que pudieran estar *a priori* viciadas. Por otra parte la confianza es fundamental a la hora de superar situaciones de crisis, puesto que la falta de aquella puede llevar a las entidades financieras a restringir el crédito ante la posibilidad de impagos.

La confianza, o la carencia de la misma, pueden transmitirse. Las “epidemias” de confianza o de pesimismo pueden surgir por un cambio en “índices de contagio” de algunas modalidades de pensamiento (Akerlof y Shiller, 2009)⁴ o por la ruptura de mecanismos de la confianza (Tonkiss, 2009). Este autor define tres

⁴ Según estos autores los epidemiólogos han desarrollado modelos matemáticos para las epidemias que se pueden aplicar a la divulgación de la confianza. El modelo matemático clásico de epidemias se basa en el trabajo de Bailey (1975).

mecanismos de confianza que se habrían roto en la última crisis económica, a saber, mecanismos de transmisión de información, de contratos y de regulación. La confianza en la información se rompió en la crisis puesto que los precios de determinados activos no reflejaban su verdadero valor, la existencia por otra parte de contratos que ocultaban los riesgos de determinadas operaciones hizo que estos instrumentos perdieran credibilidad ante los agentes económicos y, por último, nos encontramos con una regulación (o su ausencia) que no consiguió atajar determinados abusos en los mercados.

Finalmente, cabe señalar que la política monetaria de los Bancos Centrales es clave para mantener la confianza en el sistema financiero. De hecho dichos bancos fueron creados, entre otras razones, para contrarrestar el denominado riesgo sistémico durante una crisis de liquidez, actuando así de garantes o prestamistas de último recurso del sistema financiero de un país (Akerlof y Shiller, 2009).

Una de las premisas básicas que permiten entender la naturaleza de los mecanismos de transmisión de la política monetaria por parte de un Banco Central es la existencia de una relación directa entre el tipo de interés fijado por dicho organismo y los diferentes tipos de interés de los mercados monetarios. A su vez, estos últimos constituyen una referencia fundamental para la formación de los tipos de interés en otros mercados financieros y, en última instancia, acaban influyendo en el coste de financiación de los agentes económicos, tanto públicos como privados.

En condiciones normales, la transmisión de dichos “impulsos” se realiza de una forma más o menos directa, pero en situaciones o periodos determinados, como podrían ser crisis económicas, recesiones, “burbujas económicas” y en general, falta de confianza, éstos no se producirían tal y como cabría esperar.

Este hecho hace que Bancos Centrales como la Reserva Federal de EEUU analicen la confianza a través de indicadores a la hora de estudiar la transmisión de impulsos de política monetaria, y en particular, la fijación del tipo de interés, tanto por el papel que la misma desempeña en la transmisión de tales impulsos, como por constituir un factor explicativo de los desajustes que se producen en los mismos. Como se verá en el siguiente apartado, la publicación de las actas de las reuniones de

la Reserva Federal permite constatar este hecho, deduciendo que de forma paralela se produciría igualmente en el caso europeo⁵.

El estudio de los niveles de confianza de la zona euro, formaría parte del denominado “Análisis Económico” constituyente del “Primer Pilar” de la Estrategia de la Política Monetaria del BCE. Esto es, el BCE establece dos pilares como base de su Estrategia de Política Monetaria: por una parte, el Análisis Económico, que se centra en la evolución de las llamadas “perturbaciones” de la economía, y por otra, el denominado Análisis Monetario, focalizado en las tendencias monetarias existentes en la misma. Teniendo en cuenta estos dos análisis, el denominado Consejo de Gobierno⁶ adopta decisiones de política monetaria sobre la base de una valoración general de los riesgos y con un objetivo último de lograr la estabilidad de los precios dentro de la denominada Zona Euro.

Antes de pasar al estudio detallado de las variables *proxies* de la confianza es necesario destacar que este término se ve a veces sustituido en análisis económicos por palabras más genéricas como pudiera ser la de “sentimiento”. En este sentido, existen autores como Bormann (2013) que han realizado análisis de tipo psicológico sobre este factor, indicando varios tipos de acepciones en función de lo que a qué hace referencia. En este caso el autor diferencia el sentimiento en dos conceptos, uno denominado “emotion”, más relacionado con el corto plazo y definido como un sentimiento fuerte dirigido hacia un objeto o persona, y otro que denomina “mood”, referido al largo plazo, menos intenso que la emoción y no necesariamente referido a un objeto.

⁵ Al contrario que la Reserva Federal, que hace públicas las actas de sus reuniones (véase el caso de las actas de su *Federal Open Market Committee* que se tratarán en el apartado 1.3), el BCE no había publicado ninguna desde su constitución en 1999 hasta 2014 inclusive, impidiendo conocer en detalle en qué medida determinadas variables son consideradas en la toma de decisión en materia de política monetaria por parte de su Consejo de Gobierno. Por primera vez y con fecha de 19 de febrero de 2015, el BCE hizo pública el acta de su reunión del 22 de enero. En este acta se hace una mención específica a la falta de la confianza, si bien no se explicita qué indicador se toma de referencia para ello. Igualmente el BCE informó que a partir de esa fecha, esta publicación se hará después de cada reunión. Ver <https://www.ecb.europa.eu/press/accounts/2015/html/mg150219.en.html>. Acceso el 22 de febrero de 2015.

⁶ A lo largo de este trabajo se utilizará la denominación BCE para referirnos a su Consejo de Gobierno como órgano de decisión de dicho organismo en lo que a toma de decisiones de política monetaria se refiere.

1.3. Los indicadores de confianza

1.3.1. Concepto y tipos

Los denominados índices o indicadores de confianza son algoritmos que de una forma periódica tratan de conocer, a través de un muestreo, las percepciones de los individuos (consumidores o empresarios) sobre el estado global de la economía, su propia situación económica y sus expectativas económicas a medio y largo plazo.

Estos indicadores se utilizan para medir el estado de la economía en general y más en particular, como elementos o variables a considerar en la toma de decisiones por los agentes económicos, por lo cual se pueden encontrar diferentes índices de confianza según a quién vayan enfocados.

Los muestreos o encuestas mencionados son realizados a diversos representantes de la industria manufacturera, servicios, *retail* (comercio minorista) y sector de la construcción, así como a consumidores, y permiten, entre otras utilidades, realizar comparaciones entre las economías de cada uno de los países en donde se llevan a cabo.

Estados Unidos fue el país que primero comenzó a analizar la influencia de la confianza en la economía del país. Y de esta forma, fue pionero no solo en la elaboración de índices que la midieran, sino también en la incorporación de la misma en los diferentes análisis que sus órganos de decisión económica realizan.

Se adelantaba anteriormente que en el ámbito europeo el estudio de los indicadores de confianza podría englobarse dentro del Análisis Económico constituyente del Primer Pilar de la Estrategia de Política Monetaria del BCE, paralelamente al procedimiento que sigue la Reserva Federal de estudio de indicadores de confianza.

El denominado Análisis Económico de la mencionada estrategia tiene como objetivo evaluar los determinantes de la evolución de los precios a corto y a medio plazo, centrándose en la actividad real y en la situación financiera de la economía. Sobre la base de que la interrelación entre oferta y demanda en los mercados de bienes, servicios y factores influye significativamente sobre la evolución de los

precios en estos horizontes temporales, el Índice de Sentimiento Económico que se estudia a continuación puede ser un indicador de la evolución del consumo y por lo tanto tener algún efecto en las variaciones en los precios.

Si bien uno de los objetivos en la creación de estos indicadores (por no decir el principal) es elaborar una herramienta que permita “adelantar” los resultados de diversas magnitudes que pudieran ofrecer una referencia del crecimiento o estado de una economía o de un área económica –como el caso del Área Euro– también se espera que reflejen una medida del estado anímico de la economía a través de la realización de encuestas a los que en ella participan.

Los indicadores de confianza son considerados en esa primera acepción como indicadores adelantados, es decir, indicadores que de alguna forma pueden incorporar información “adelantada” a la que facilita la contabilidad nacional y/o datos macro de los diferentes países en los que se calculan.

A este respecto, autores como Rúa (2002) analizan la evolución de indicadores que pudiéramos llamar de confianza, como el ESI, el BCI y el CLI⁷ entre otros, frente a lo que denomina sus “series de referencia”, dejando así al margen de su valoración su utilidad como instrumentos que van más allá de la capacidad de adelantar los valores de determinadas magnitudes, para mostrar el “sentimiento”, “confianza” o “clima” económico en un determinado momento por parte de los agentes económicos.

En este último punto es donde el presente trabajo intenta profundizar con el análisis de dichos indicadores desde el punto de vista de herramientas que incorporan aspectos de tipo cualitativo que no se encuentran presentes en el resto de indicadores económicos que se pudieran entender como clásicos en la literatura económica.

De esta forma los análisis que se realizarán en esta Tesis Doctoral incidirán precisamente en este aspecto, la consideración del sentimiento de confianza como una variable con cierto grado de “autonomía” con respecto a otros indicadores fundamentales de evolución económica a los que pudiera replicar, permitiendo así

⁷ El denominado *Composite Leading Indicador* (CLI) es un indicador desarrollado por la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) de cara a poder realizar un mejor análisis de la situación económica de un país e identificar con antelación su evolución.

resaltar que la evolución de la confianza no siempre es pareja a la de las variables que habitualmente se usan de base o réplica para su concepción e incorporando elementos que las variables económicas no siempre recogen. Solo así se podrá “aislar” conceptualmente la misma y estudiar su comportamiento.

Los indicadores de confianza son objeto de análisis por parte de la Reserva Federal de los Estados Unidos. De esta forma, el estudio de las actas de las reuniones de su *Open Market Committee*⁸ (Federal de Mercado Abierto) permite determinar el papel que desempeñan las mismas. Una revisión de las *minutes* o actas⁹ de las reuniones, disponibles desde 1993 hasta diciembre del 2014, permite concluir que existen referencias a la confianza del consumidor (*consumer confidence*) en 265 reuniones que mantuvo el Comité durante este período¹⁰. Por otra parte el sentimiento del consumidor (*consumer sentiment*), que como vimos podría ser utilizado como alternativa para manifestar lo mismo que “confianza”, se ha empleado en 239 reuniones del Comité¹¹. Igualmente encontramos referencias concretas a los índices de confianza más relevantes en Estados Unidos, por ejemplo, al *Michigan Index of Consumer Sentiment* en 107 ocasiones¹². Todo lo anterior permite deducir que el sentimiento o la confianza del consumidor es tenida en cuenta por la Reserva Federal, tanto de una forma general como particular, a través de la evolución de los índices diseñados a tal efecto.

⁸ La Reserva Federal es la encargada de establecer la política monetaria en Estados Unidos a través de tres herramientas: las operaciones en mercado abierto, el tipo de descuento y los requerimientos en materia de reservas. Las primeras son llevadas a cabo por Comité de Mercado Abierto y las dos restantes por el Consejo de Gobernadores.

Ver <http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/fomc.htm>. Acceso el 15 de febrero de 2015.

⁹ Las actas de las reuniones incluyen un resumen de los aspectos más significativos tratados en las reuniones del Comité, explicando el razonamiento detrás de las decisiones que se toman. Éstas son puestas a disposición del público tres días después de la fecha de la decisión tomada por el órgano y son de libre acceso vía internet en la dirección <http://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/fomc.htm>. Acceso el 24 de enero de 2015.

¹⁰ Disponible en http://search.newyorkfed.org/fomc-docs/search?advanced_search=true&fomc_document_type=minutes&text=consumer+confidence&search_precision=Exact+Phrase&from_month=1&from_year=1993&to_month=12&to_year=2014&sort=Relevance&Search=Search+Again. Acceso el 14 de febrero de 2015.

¹¹ Disponible en http://search.newyorkfed.org/fomc-docs/search?advanced_search=true&fomc_document_type=minutes&text=consumer+sentiment&search_precision=Exact+Phrase&from_month=1&from_year=1993&to_month=12&to_year=2014&sort=Relevance&Search=Search+Again. Acceso el 14 de febrero de 2015.

¹² Disponible en http://search.newyorkfed.org/fomc-docs/search?advanced_search=true&fomc_document_type=minutes&text=michigan+index&search_precision=Exact+Phrase&from_month=1&from_year=1993&to_month=12&to_year=2014&sort=Relevance&Search=Search+Again. Acceso el 15 de febrero de 2015.

A modo ilustrativo, en la tabla 1 se realiza un análisis de diferentes actas de este Comité durante los años 2010, 2011 y 2012 en lo que a las menciones a los indicadores de confianza y sentimiento del mercado y consumidor se refiere.

Tabla 1. Resumen de actas del *Federal Open Market Committee*

Fecha de la reunión	Menciones indicadores*	Carácter de las menciones más relevantes
14-12-2010	1+2	-Se incrementa la confianza del consumidor. -Sentimiento del consumidor más positivo en noviembre y en diciembre en comparación con el verano. -El sentimiento del consumidor en Europa muestra un sólido valor.
13-12-2011	1+3	-Análisis del sentimiento del consumidor y del mercado, todavía relativamente bajos. -Confianza del consumidor disminuye en el Área Euro.
24/25-1-2012	1+5	-Incremento en los indicadores de confianza como uno de los factores que apoyarán el crecimiento económico en 2013 y 2014. -Mejora en el sentimiento del consumidor en Estados Unidos.
3-3-2012	1+3	-Ligero incremento en la confianza del consumidor en Europa. -Se prevé incremento del PIB causado, entre otros factores, por el incremento en el sentimiento del consumidor y del mercado.

(*) El primer número hace referencia a las menciones a los indicadores de confianza (*confidence*) y el segundo al sentimiento (*sentiment*) del consumidor o del mercado.

Fuente: Elaboración propia.

Los indicadores de confianza que más tradición histórica poseen, y por lo tanto los más conocidos, son los dos principales índices de consumidores de EEUU, a saber, el mencionado anteriormente *Index of Consumer Sentiment* elaborado por la Universidad de Michigan y el *Consumer Confidence Index* confeccionado por el *Conference Board*¹³. Ambos recogen los resultados de encuestas realizadas con el objeto de medir la “confianza” por parte de los consumidores. De esta forma, a continuación se realiza un análisis de los mismos con un mayor de detalle.

Michigan Index of Consumer Sentiment (ICS)

El comúnmente denominado Índice de Michigan, cuyo nombre oficial es *Michigan Index of Consumer Sentiment*¹⁴ (ICS), arroja datos sobre el sentimiento del consumidor en los Estados Unidos a través de su denominada *Survey of Consumers*.

La denominada *Survey of Consumers* es llevada a cabo por el *Survey Research Center* de la Universidad de Michigan, fundado por George Katona en 1946 con el objeto de obtener información regular sobre las actitudes y expectativas de los consumidores, y en la actualidad es distribuida por la empresa Thomson Reuters. Esta encuesta es utilizada por diversos colectivos, tanto para explorar el porqué de los cambios en las actitudes del consumidor como para saber cómo éstas influyen en sus decisiones de ahorro o gasto.

La *Survey of Consumers* se realiza mensualmente a través de una entrevista telefónica a una muestra de 500 hogares de los Estados Unidos (excluyendo Alaska y Hawai) en los que elige a una persona mayor de edad que se entiende que actúa como representante del mismo.

Las preguntas incluidas en la encuesta cubren tres amplias áreas relacionadas con el sentimiento del consumidor, a saber, finanzas personales, situación económica y condiciones de compra¹⁵.

¹³ Como se verá más adelante el *Conference Board* (o Consejo de Conferencias) se define como una organización global sin ánimo de lucro e independiente que trabaja para el interés público. Ver <https://www.conference-board.org/about/index.cfm?id=1980>. Acceso el 24 de enero de 2015.

¹⁴ También conocido como *Michigan Consumer Sentiment Index* o MCSI.

Dentro de esta encuesta se pueden encontrar las siguientes preguntas en las que se basa el denominado ICS:

X_1 = Estamos interesados en la situación financiera de las personas en estos momentos. ¿Diría que usted (y su familia) están mejor o peor, financieramente hablando, que hace un año?

X_2 = Mirando hacia delante, ¿diría que usted (y su familia) estarán de hoy en un año y financieramente hablando, mejor, peor, o exactamente igual que ahora?

X_3 = Volviendo a la situación económica y de los negocios en el país en general, ¿cree que las condiciones económicas estarán en un año, mejor, peor o igual que hoy?

X_4 = ¿Qué cree usted que es más probable, que de hoy en cinco años haya un periodo continuo de buena situación financiera o que haya un periodo de inestabilidad, desempleo o depresión?

X_5 = En lo que respecta a cosas relevantes que la gente compra para sus hogares –como muebles, frigoríficos, cocina, televisión–, ¿usted cree que es un buen momento para comprar dichos bienes que implican un desembolso importante para un hogar?

La fórmula que daría lugar al ICS sería la que a continuación se muestra:

$$ICS = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5}{6,7558} + 2 \quad (1.1)$$

Para obtener el valor del índice se computan primero las calificaciones relativas para cada una de las cinco preguntas arriba formuladas (calculadas como el porcentaje de respuestas favorables menos el porcentaje de respuestas desfavorables,

¹⁵ La encuesta completa se puede descargar en <http://www.sca.isr.umich.edu/>. Acceso el 24 de enero de 2015.

más 100) redondeando hacia arriba la puntuación. Posteriormente se suman dichos valores y se divide por el valor base de 1966 –a saber, 6,7558– y se le añade 2,0¹⁶.

Igualmente, a partir de esta encuesta se obtiene el denominado *Index of Consumer Expectations* y el *Index of Current Economic Conditions*, así como otros indicadores referidos a la situación financiera personal, condiciones económicas generales, desempleo, precios y expectativas de tipos de interés y condiciones de compra de la economía norteamericana.

Prueba de la utilidad e importancia concedida a este indicador se encuentra, entre otras cosas, en la inclusión del ICS dentro del denominado *Leading Indicator Composite Index* publicado por la Oficina de Análisis Económico, perteneciente al Departamento de Comercio de los Estados Unidos; aparte de la habitual expectación que mensualmente suscita en los ámbitos financieros la publicación del mismo.

Consumer Confidence Index (CCI)

El *Conference Board*, autodefinido como organización global sin ánimo de lucro e independiente que trabaja para el interés público¹⁷, publica mensualmente los datos del denominado *Consumer Confidence Index* (en adelante, CCI), del *Present Situation Index* (PSI) y del *Expectations Index* (en adelante, EI), con la información que obtiene de su denominada *Consumer Confidence Survey* (en adelante, CCS).

El CCI es considerado como un termómetro de la economía estadounidense desde la perspectiva del consumidor y un indicador adelantado de la economía estadounidense.

Este índice está basado en las percepciones del consumidor sobre las condiciones actuales del empleo y la economía norteamericana, así como sus expectativas para seis meses relacionadas con el empleo, la economía y la renta.

¹⁶ No se añadió constante en los valores desde abril de 1972 hasta noviembre de 1981. A partir de esa fecha y hasta enero de 2011 la constante fue 2,7 y a partir de ahí la actual de 2,0 con el objeto de corregir un cambio realizado en el diseño muestral.

¹⁷ Ver <https://www.conference-board.org/about/index.cfm?id=1980>. Acceso el 24 de enero de 2015.

En el año de comienzo de su elaboración, 1967, el *Conference Board* comenzó la realización de la CCS de forma bimensual a través de correo postal, cambiando en junio de 1977 a una elaboración mensual manteniendo inalterados el resto de sus conceptos y modo de elaboración. Posteriormente, en febrero de 2011, el *Conference Board* contrató los servicios de la empresa *The Nielsen Company* para realizar el apoyo operacional de dicha encuesta.

Nielsen usa en la actualidad para la obtención de sus datos para la elaboración del CCS un diseño específico utilizando una muestra representativa de 5.000 hogares¹⁸ y mantiene los conceptos, preguntas y método de realización de encuestas inalterable con respecto a su concepción original. La muestra utilizada se basa en los registros del Servicio Postal de los EEUU, lo que representa un universo casi total de los hogares del país.

Los conceptos y cuestiones usados en la CCS para calcular el CCI, el PSI y el EI son los mismos y están basados en las respuestas a las siguientes cinco preguntas realizadas:

→ *Present Situation Index* (PSI)

- 1) ¿Cómo valoraría la actual situación económica en su área?
- 2) ¿Cómo valora la actual disponibilidad de trabajo en su área?

→ *Expectation Index* (EI)

- 3) ¿Cree que en seis meses las condiciones económicas en su área serán iguales, mejores o peores que ahora?
- 4) ¿Cree que en seis meses la disponibilidad de trabajo en su área serán igual, mejor o peor que ahora?
- 5) ¿Cree que los ingresos de su familia en seis meses estarán igual, mejor o peor que ahora?

¹⁸ Muestra aleatoria estratificada, con ponderaciones para género, renta, localización y edad, y con un ajuste estacional denominado U.S. Census X-12.

Cada una de las cinco preguntas de la CCS tiene tres respuestas posibles: positiva, negativa o neutral, y las proporciones de respuesta a cada pregunta son ajustadas estacionalmente. Para cada pregunta, el dato positivo es dividido por la suma de las respuestas positivas y negativas, dando como resultado una proporción denominada “valor relativo”, que es posteriormente ajustado.

De esta forma se obtienen los siguientes índices:

- CCI como media de los 5 índices obtenidos de cada una de las 5 preguntas formuladas.
- PSI como media de los 2 índices obtenidos de las preguntas 1 y 2.
- EI como media de los 3 índices obtenidos de las preguntas 3, 4 y 5.

Comparativa ICS-CCI

Se han llevado a cabo comparaciones entre los dos indicadores anteriormente mencionados. Uno de los estudios más pioneros y relevantes en este sentido fue el realizado por Jason Bram y Sydney Ludvigson en 1998, en el que se puso de manifiesto que el sentimiento del consumidor podía ayudar a predecir futuros movimientos en el consumo y que dicho poder de predicción dependía de la encuesta a realizar.

Dicho estudio concluye que mientras que la actitud al consumo determinada por el *Conference Board* (CCI) tiene un poder explicativo estadísticamente relevante para diferentes categorías de gasto (gastos de consumo personal, vehículos a motor, servicios y bienes duraderos), las medidas calculadas por la Universidad de Michigan (ICS) parecen mostrar un poder explicativo menor para las mismas categorías.

De esta forma tales autores demuestran que los valores del CCI proporcionan información sobre el gasto futuro no capturados ni por los niveles del ICS, ni por variables como la renta, cotizaciones de acciones, tipos de interés o diversas categorías de gasto.

En particular dicho estudio destaca que las cuestiones del CCI referentes a las perspectivas laborales son las que más valor predictivo aportan en relación al

consumo real. En este sentido, estos investigadores señalan que los consumidores gastarían más, cuando creen que las perspectivas de encontrar trabajo son buenas que cuando piensan que las condiciones económicas del momento son favorables.

Aparte del estudio de Bram y Ludvigson existen otros como el realizado por Carroll *et al.* (1994) en el que, por el contrario, encuentran que las actitudes del consumidor medidas por la Universidad de Michigan contribuyen a aportar información adicional no incluida en otros índices.

Otros indicadores de confianza en EEUU

Dada la relevancia de estos índices, han aparecido posteriormente en Estados Unidos otros como el *Bloomberg Consumer Comfort Index* el cual desde 1985 semanalmente obtiene información sobre el sentimiento de los consumidores. *Langer Research Associates* produce el índice mediante entrevistas telefónicas a través de un acuerdo con *Bloomberg Finance L.P.*¹⁹.

Igualmente se encuentra entre los más destacados el *Gallup Economic Confidence Index*. Este índice, elaborado desde 1992, tiene como particularidad que se obtiene en una de sus modalidades de forma diaria a través de entrevistas telefónicas a aproximadamente 1.500 adultos²⁰.

Indicadores de confianza en Europa

En Europa, la Dirección General para Asuntos Económicos y Financieros (en adelante, DG ECFIN) efectúa mensualmente encuestas armonizadas en diferentes sectores de la economía en la Unión Europea que dan lugar al denominado *Business Climate Indicator* (en adelante, BCI) y al *Economic Sentiment Indicator* (en adelante, ESI), al cual se le dedicará el siguiente apartado por la importancia que el mismo tendrá en la presente Tesis.

¹⁹ Disponible en <http://www.langerresearch.com/content.php?i=7>. Acceso el 15 de febrero de 2015.

²⁰ Disponible en <http://www.gallup.com/poll/151550/Gallup-Daily-Economic-Confidence-Index.aspx>. Acceso el 15 de febrero de 2015.

Adicionalmente se destacan otros indicadores de confianza relevantes en Europa, uno en Alemania (el denominado IFO) y otro en España (el ICC).

El Instituto alemán IFO (*Information and Forschung*) fue fundado en enero de 1949 como una asociación sin ánimo de lucro y hoy en día es una de las entidades de mayor relevancia en Alemania, aparte de uno de los institutos económicos de referencia en Europa. Fruto de un acuerdo de cooperación en 2002 con la Universidad Ludwig Maximilian (LMU) de Munich, fue oficialmente denominado “Institute at the University of Munich”²¹.

El IFO elabora mensualmente un índice de “clima financiero” denominado “IFO *Business Climate Indicator*”, que es considerado como un indicador adelantado del desarrollo económico en Alemania²². Está basado en 7.000 respuestas a una encuesta por parte de empresas de manufacturas, construcción, venta al por mayor y venta al por menor. En ella, las empresas que participan dan su percepción sobre la situación de los negocios actualmente y su expectativa para los siguientes seis meses.

Ya en el ámbito español, cabe destacar el Indicador de Confianza de los Consumidores (ICC) que elabora el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS). El ICC trata de medir las intenciones de gasto de los consumidores a través de en una encuesta telefónica a una muestra de 1.400 personas a las que se les pregunta por su percepción actual y sus expectativas de futuro para la economía del país, su economía familiar y el empleo.

Tal y como este centro lo define, el objetivo final de este indicador, es así “ser una herramienta útil para interpretar y predecir la evolución del consumo privado en España”²³.

²¹ El Grupo CESifo coopera de forma estrecha con el *Center for Economic Studies* (CES) y el CESifo GmbH. De esta forma CESifo es la marca con la que opera para sus actividades internacionales el IFO, el CES y el CESifo GmbH.

²² Los datos de este índice se encuentran disponibles de enero de 1991 en adelante.

²³ http://www.cis.es/cis/opencms/ES/13_Indicadores/Indicadores/ICC/index.jsp. Acceso el 25 de enero de 2015.

1.3.2. El *Economic Sentiment Indicator* (ESI): aspectos metodológicos de su elaboración

Siguiendo el precedente de la elaboración de indicadores en Estados Unidos, en Europa se han desarrollado índices de confianza para intentar captar el “sentimiento” de los diversos agentes que intervienen en la economía de la región o de las naciones o países que la componen.

El *Economic Sentiment Indicator* (ESI) se enmarca dentro lo que se conoce como el Programa Armonizado de la Unión Europea para Encuestas de Negocios y Consumidores (BCS en sus siglas en inglés²⁴) que fue establecido en 1961.

El primer sondeo llevado a cabo fue la encuesta armonizada en el sector manufacturero realizada en 1962 y desde entonces la cobertura de dicho programa ha ido aumentando progresivamente. El BCS se extendió al sector de la construcción y a la inversión en el sector manufacturero en 1966, a los consumidores en 1972, al comercio minorista en 1984 y finalmente al sector servicios en 1996. Ya en 2007, la Comisión Europea lanzó formalmente en 2007 una encuesta dirigida al sector de servicios financieros.

El ESI, así como el denominado *Business Climate Indicator* (BCI) es publicado mensualmente por el Directorio General de Asuntos Económicos y Financieros dependiente de la Comisión Europea (DG ECFIN) y cubre todos los Estados miembros de la Unión así como a los países denominados “candidatos”.

Las encuestas son realizadas en los diferentes países a través de ministerios, oficinas estadísticas, bancos centrales, institutos de investigación, asociaciones empresariales o empresas privadas, entre otras instituciones, y son financiadas hasta un máximo de un 50% por la Comisión Europea.

En total, cinco encuestas son llevadas a cabo mensualmente en las siguientes áreas: industria manufacturera, construcción, consumidores, comercio minorista y servicios.

²⁴ *Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys.*

El tamaño muestral para cada encuesta varía de un país a otro dependiendo de la heterogeneidad de su economía y está relacionado principalmente con el tamaño de la población. En total, aproximadamente 125.000 compañías y casi 40.000 consumidores son entrevistados mensualmente en la EU para esta tarea.

Las respuestas obtenidas en las encuestas son agregadas en una suerte de “balances” que son construidos como diferencia entre porcentajes de respuestas positivas y negativas. De esta forma, se calculan los agregados a nivel Unión Europea y Área Euro tomando como base los resultados nacionales y ajustando estacionalmente los resultados de dichos balances.

Para cada sector se calcularía el respectivo indicador de confianza como una media aritmética de las respuestas (ajustadas estacionalmente) a unas preguntas ligadas a una determinada variable de referencia. Estos indicadores tendrían como finalidad dar información de la evolución económica en cada uno de los sectores mencionados.

Estas encuestas tienen el siguiente esquema de respuesta. Para preguntas de tipo cualitativo se dan tres opciones: “crece” (+), “permanece estable” (=), decrece (-); o bien, “más que suficiente” (+), “suficiente” (=), “insuficiente” (-); o bien, “demasiado grande” (+), “adecuado” (=) o “demasiado pequeño” (-). Para cuestiones de tipo cuantitativo el esquema de respuesta sería diferente, pudiéndose contestar en porcentajes o en número de meses. Igualmente para otras preguntas se podría responder entre varias opciones de respuestas predeterminadas.

Una vez obtenidos dichos indicadores se agregarían en el denominado ESI, calculado tomando como base 15 componentes parciales correspondientes a cinco sectores económicos. Los pesos específicos de cada uno de ellos serían los siguientes: industrial, 40%; servicios, 30%; consumidores, 20%; comercio minorista (*retail*), 5% y construcción, 5%. Estos pesos no serían aplicados directamente a los cinco indicadores individuales, sino a sus series individuales estandarizadas. Esta estandarización previa es necesaria para dotar de comparabilidad a las series en cuanto a su media y volatilidad.

El cálculo exacto del ESI es como a continuación se indica²⁵:

$$1) Y_{j,t} = \frac{X_{j,t} - \bar{X}_j}{S_j} \quad j=1, \dots, 15 \quad (1.2)$$

$$\text{donde } \bar{X}_j = \frac{1}{T'} \sum_{t=1}^{T'} X_{j,t} \quad (1.3)$$

$$\text{y } S_j = \sqrt{\frac{1}{T'-1} \sum_{t=1}^{T'} (x_{j,t} - \bar{x}_j)^2} \quad (1.4)$$

$$2) Z_t = \frac{\sum_j w_j \cdot Y_{j,t}}{(\sum_j w_j)_t} \quad (1.5)$$

donde $(\sum_j w_j)_t$ es la suma de los pesos de las series disponibles en el momento t

$$3) ESI_t = \left(\frac{Z_t - \bar{Z}}{S_z} \right) 10 + 100 \quad (1.6)$$

$$\text{donde } \bar{Z} = \frac{1}{T'} \sum_{t=1}^{T'} Z_t \quad (1.7)$$

$$\text{y } S_z = \sqrt{\frac{1}{T'-1} \sum_{t=1}^{T'} (Z_t - \bar{Z})^2} \quad (1.8)$$

Las variables X_j representarían los 15 componentes mencionados anteriormente para la industria (3), servicios (3), consumidores (4), comercio minorista (3) y construcción (2).

En el paso 1 se realizaría la estandarización de las series; en el 2, el cálculo de la media ponderada Z_t y en el último, el escalado tomando como base 100 de media a largo plazo y 10 de desviación típica. De esta forma valores superiores a 100 indicarían un sentimiento económico superior a la media y menores a 100, una posición inferior.

²⁵ Fuente: "The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide 2014", *European Commission, Directorate General of Economic and Financial Affairs*, Bruselas.

La variable de referencia de dicho indicador según la Comisión Europea sería el crecimiento del PIB de cada uno de los países de la Unión Europea en su conjunto o del Área Euro según el caso. De esta forma se podría contrastar su capacidad explicativa en base a la mayor o menor aproximación al comportamiento de dicha variable²⁶.

Adicionalmente al cálculo del ESI, la Comisión elabora el denominado BCI con el objetivo de valorar el denominado “desarrollo cíclico” en el Área Euro. Dicho indicador utilizaría para su elaboración los resultados de la encuesta al sector industrial señalada con anterioridad²⁷.

Una vez realizada la exposición de los indicadores de confianza más relevantes, tanto en Europa, como en Estados Unidos, se procede en la tabla 2 a realizar una comparación de los principales atendiendo a sus características.

²⁶Ver Rúa (2002).

²⁷Tanto los datos del ESI como los del BCI se pueden encontrar en la siguiente página web: http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

Tabla 2. Comparativa de Índices de Confianza

Comparativa de Índices	<i>Michigan Index of Consumer Sentiment (ICS)</i>	Consumer Confidence Index (CCI)	Economic Sentiment Indicator (ESI)
Año de inicio	1952	1967	1985 ²⁸
Organismo que lo elabora	Universidad de Michigan / Thomson Reuters	Conference Board / The Nielsen Co.	Comisión Europea, a través de la Dirección General para Asuntos Económicos y Financieros (DG ECFIN)
Objeto de análisis	Confianza del consumidor en la economía estadounidense	Percepción del consumidor acerca de la economía estadounidense	Actitud de consumidores y productores sobre la actividad económica europea
Periodicidad	Mensual	Mensual	Mensual
Muestra	500 hogares	3.500 hogares (de un <i>mailing</i> a 5.000)	125.000 empresas y 40.000 consumidores
Método	Telefónico	Postal	Variable (dependiente del país) ²⁹

Fuente: Elaboración propia.

²⁸ El Programa Armonizado de la UE para Encuestas de Negocios y Consumidores (en sus siglas en inglés, BCS) comienza en el 1962, no siendo hasta 1985 el inicio de la elaboración del ESI.

²⁹ La variedad de técnicas utilizadas por los países en la elaboración de sus indicadores llevó a la Comisión Europea, conjuntamente con la OCDE, a constituir un Grupo de Trabajo que tuviera como objetivo la mejora y estandarización de las técnicas utilizadas para la realización de encuestas de opinión y tendencias económicas (BTS/COS). Los resultados de dicho Grupo de Trabajo se expusieron en noviembre de 2005 y han servido como base para mejorar la elaboración de los mismos.

En suma, una vez revisados diferentes índices de confianza, estimamos que el ESI es el que mejor aproxima la misma. Además, el ESI es obtenido por un organismo europeo, de carácter público, elaborado de forma homogénea para los países de la Unión Europea, que ofrece información tanto a nivel de país como de región y que es tomado como referencia en la literatura económica. Este tipo de razones justifican nuestra elección del ESI en las pruebas y análisis que se realizan tanto en este capítulo como en el resto de la Tesis Doctoral.

1.4. Análisis de la confianza: causas y evolución temporal

1.4.1. Factores determinantes de la confianza: Una revisión de la literatura

El estudio de la confianza ha motivado la realización de diversos trabajos en el ámbito económico, desde análisis conceptuales de la misma hasta el estudio de su capacidad predictiva y explicativa a través de indicadores en los diferentes países y regiones en los que se calcula.

A continuación se señalan diversos trabajos que han tenido como base la confianza y su medición desde la perspectiva mencionada anteriormente.

Para ello se tienen en cuenta dos enfoques. Por una parte se examina la bibliografía que versa sobre la elaboración de los principales índices de confianza y qué variables influyen en ellos. Y por otra (más extendida) se aborda la literatura que analiza el efecto que los indicadores de confianza tienen en determinados “fundamentales” de diferentes economías y, en especial, su poder predictivo.

Empezamos por un estudio de los indicadores de confianza desde el punto de vista de conocer qué miden, cómo se calculan y qué variables influyen en los mismos.

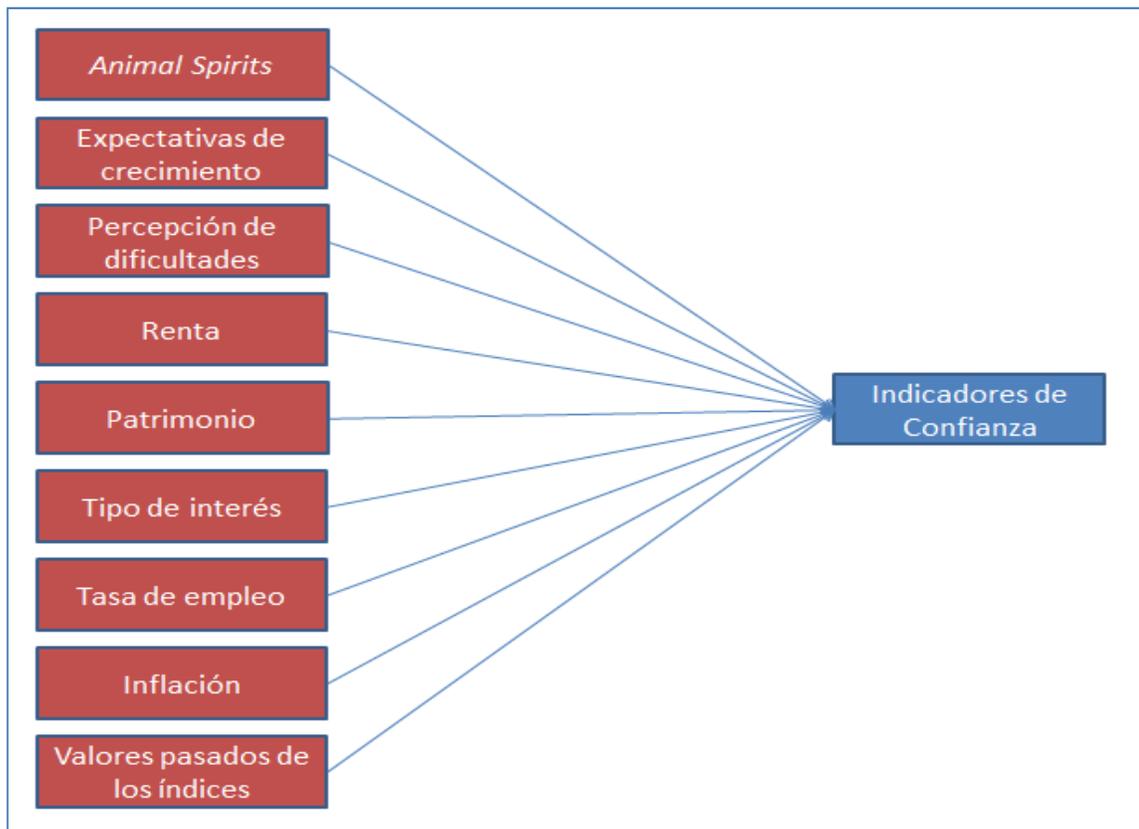
En lo que a su composición se refiere, diversos trabajos han demostrado la importancia de la constitución de un indicador de confianza para un país en un intervalo de tiempo determinado. Según la coyuntura económica, la confianza podrá ser así más sensible a un indicador que a otro (Beltrán y Durré, 2003), al igual que podría ocurrir

con la influencia de determinados aspectos de carácter político (Vuchelen, 1995). De la misma forma existen hay autores, como Vuchelen (2004), que ponen de manifiesto la resistencia de algunos economistas en su estudio y uso a la hora de explicar variables económicas fundamentales como el consumo al considerarlos como “cajas negras” o elementos cuyo contenido no se puede conocer.

Se han realizado estudios detallados de las preguntas que conforman cada una de las encuestas que se toman como base para la elaboración de estos índices y que pueden facilitar una información más detallada de las correlaciones existentes entre la confianza y determinadas magnitudes. Por ejemplo Jansen y Nahuis (2003) demuestran en el caso de once países de la Unión Europea que la confianza en general se ve influenciada en mayor medida por la situación global de la economía que por la situación del hogar en particular en el que se pueda realizar una encuesta de “sentimiento”. De la misma forma, la información obtenida a través de las encuestas que toman como base estos indicadores se ha utilizado como base para la elaboración de modelos de formación de expectativas (Ghonghadze y Lux, 2012).

Dicho lo anterior, se ha llevado a cabo un análisis de los factores o variables económicas que pudieran repercutir en la evolución de los índices de confianza más relevantes, de los cuales se procede a hacer un resumen en la figura 1.

Figura 1. Influencia de variables en los indicadores de confianza



Fuente: Elaboración propia.

Un análisis conceptual de la confianza fue realizado por Katona (1951, 1975), uno de los primeros autores en argumentar que el denominado sentimiento del consumidor se ve influenciado por aspectos que van más allá de variables económicas.

Akerlof y Shiller (2009) profundizan en lo que Keynes denominaba *animal spirits* como base de una nueva perspectiva para explicar las inestabilidades del capitalismo frente a la economía clásica representada por Adam Smith. Dentro de esos “animal spirits” la confianza es identificada como un elemento que implica que una conducta sobrepasa un acercamiento racional en una toma de decisiones y que por lo tanto ha de tenerse en cuenta a la hora de diseñar políticas económicas.

Bovi (2009) estudia la información recogida en el *Joint Harmonised European Union Programme of Business and Consumer Surveys*, del cual se extrae el ESI, para apuntar que solo aspectos psicológicos ofrecerían una explicación exhaustiva de las distorsiones estructurales que afectan a los juicios y expectativas que emergen de los datos de las encuestas de confianza del consumidor.

Vuchelen (2004) por su parte encuentra que el consenso en las ***expectativas de crecimiento económico*** y el grado de dispersión en las mismas ayudan a reducir la parte no explicada del sentimiento del consumidor en Bélgica.

En cuanto al *Index of Consumer Sentiment* (ICS) de la Universidad de Michigan, Throop (1992) es uno de los primeros en analizar su determinantes, indicando que su cambios son reflejo de las percepciones de la probabilidad que tienen los consumidores de afrontar una situación de ***dificultad financiera***, más que de las que puedan tener sobre la obtención de una renta permanente.

Por su parte Ludvigson (2004) señala que las principales encuestas de confianza del consumidor llevadas a cabo en Estados Unidos –ICS y CCI– reflejan expectativas de ***renta*** y crecimiento de riqueza (sin tener en cuenta el mercado de valores).

Berry y Davey (2004) analizan dos de los principales indicadores de confianza del consumidor del Reino Unido, a saber, el *Martin Hamblin GfK* (parte del grupo alemán de investigación GfK) realizado en nombre de la Comisión Europea y el *Market and Opinion Research International* (también conocido como MORI), y demuestran que los determinantes económicos del consumo como son la renta, el ***patrimonio*** y los ***tipos de interés*** pueden explicar una gran parte de sus movimientos, si bien existen otros factores no económicos que también tendrían su relevancia en dicha evolución. En este sentido y siguiendo a Mishkin (1976, 1977), el ICS debería de estar positivamente correlacionado con la posesión de activos financieros por parte de los hogares y negativamente con su endeudamiento.

En cuanto a los tipos de interés, Ferreira *et al*, (2008) prueban la gran capacidad explicativa que tienen determinados diferenciales de tipos de interés interbancarios para

explicar las expectativas de los agentes económicos medidas en este caso por el indicador ESI. Throop (1992) indica también la evolución pasada de los tipos de interés para explicar el índice ICS.

Lovel y Tien (2000) por su parte construyen un índice de “malestar económico” tomando como base los valores de la *tasa de empleo* y la tasa anual de *inflación* del país demostrando que su correlación con el ICS es del 0.8, valor elevado que sirve para señalar a estas dos variables como referencia para entender mejor el comportamiento de dicho indicador. El mismo es también analizado previamente por Fuhrer (1993) que encuentra que el 70% de su variación corresponde a la evolución de los niveles de renta nacional, tasa de desempleo, inflación y tipos de interés reales.

Igualmente Lahiri y Zhao (2013) analizan la composición del ICS sugiriendo que las percepciones de los consumidores y sus expectativas explican más de la mitad de su variación, siendo una parte significativa de la información recogida por el mismo imposible de obtenerse por otros medios.

En relación al *Consumer Confidence Index* del *Conference Board*, Abo-Zaid (2014) apunta a los datos de creación de empleo de EEUU como un factor de influencia en la trayectoria del mismo. Yao *et al.* (2012) por su parte señalan que los cambios en la dirección de la confianza medida por este indicador se pueden predecir fácilmente a partir de los *valores previos obtenidos* en el mismo. Una conclusión similar es obtenida por Throop (1992) para el ICS.

Igualmente los indicadores de confianza han sido objeto de estudios críticos, incluso hasta de propuestas como la del Nilsson (2000), el cual trató de ajustar tanto los componentes como el peso específico del ESI europeo de diferentes países con el objetivo de que mostrara una aproximación mejor. Dominitz y Manski (2003) también proponen mejoras en el ICS eliminando aquellas cuestiones más generales de economía nacional y centrando el peso en preguntas que tengan que ver con aspectos más referidos a expectativas.

1.4.2. Utilidad y capacidad predictiva de los indicadores de confianza

La mayor parte de la bibliografía existente en materia de indicadores de confianza se centra en el posible papel predictivo que dichos indicadores puedan tener sobre determinadas variables, si bien autores como Throop (1992) han señalado que dichos indicadores de confianza están más relacionados con el grado de incertidumbre sobre la economía en un determinado momento que con el optimismo o pesimismo sobre el futuro.

Pero en general, el análisis que la mayor parte de los investigadores realizan se centra en encontrar evidencias fehacientes que confirmen dicha capacidad predictiva.

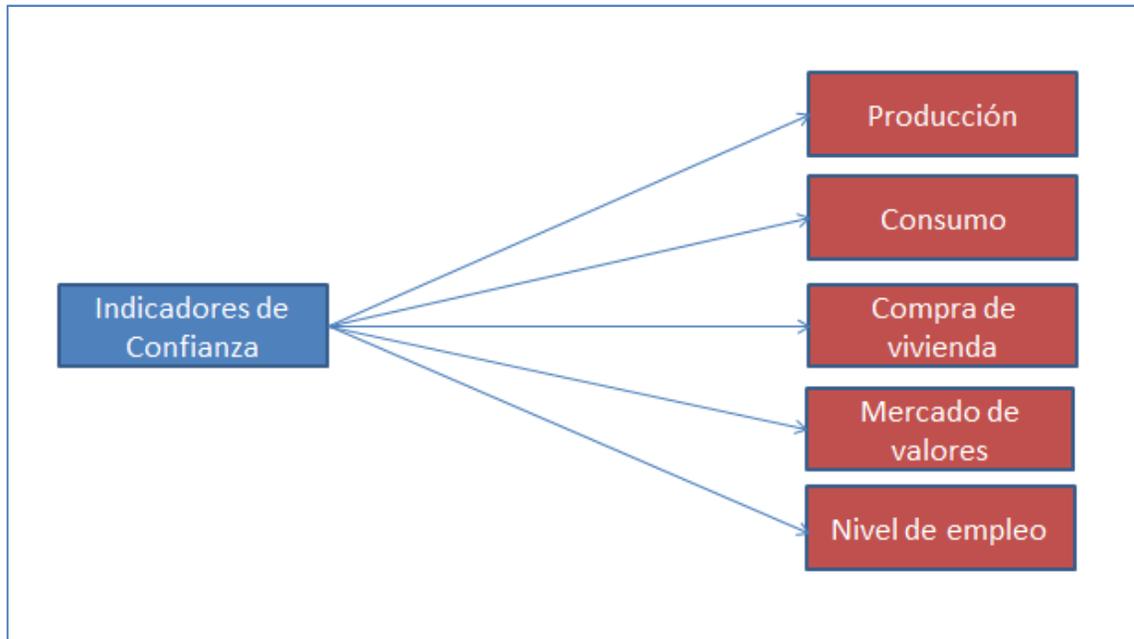
En este sentido Claveria *et al.* (2007) señalan que incluir estos indicadores dentro de modelos incrementa el potencial explicativo con respecto a los que no lo hacen. Golinelli y Parigi (2003) por su parte demuestran que en una economía, a mayor peso de componentes institucionales y menor de los consumidores, más reducida es la capacidad de estos índices, ya sea tanto para reflejar como para predecir el comportamiento de tal economía, y viceversa.

Se ha analizado también la importancia de los indicadores de confianza para predecir y/o explicar situaciones “turbulentas” y de alta inestabilidad económica frente a su valor o poder predictivo en escenarios que pudiéramos calificar como de estabilidad (Desrochers y Gosselin, 2002). El estudio de los niveles de confianza de una economía en situaciones como guerras, burbujas económicas u otros contextos de inestabilidad pudiera indicar la temporalidad o persistencia del impacto de dichos acontecimientos en el “clima” económico (Yao y Luo, 2009).

Expuestas estas consideraciones generales, a continuación se realiza un repaso de los estudios más significativos que se han llevado a cabo para analizar el poder predictivo de estos índices respecto a variables fundamentales de una economía (ver figura 2). En este sentido se analiza tanto su comportamiento en el ámbito americano

(donde más tradición existe y más investigaciones se han desarrollado) como en el ámbito europeo, que es donde posteriormente se centra esta Tesis Doctoral.

Figura 2. Influencia de los indicadores de confianza en la variables económicas



Fuente: Elaboración propia.

Matsusaka y Sbordone (1995) señalan por primera vez desde un punto de vista empírico que la confianza del consumidor es un importante factor independiente de las fluctuaciones económicas, demostrando que el sentimiento del consumidor medido a través del *Index of Consumer Sentiment* explica entre el 13 y el 26% de la variación de la **producción** medida a través del PNB de EEUU.

Un análisis del papel de la confianza en la evolución del PIB de Alemania, Australia, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido desde los años setenta en adelante es realizado por Golinelli y Parigi (2003 y 2004), que concluyen que los indicadores de confianza tienen en general un significativo efecto en la evolución del

PIB y adelantan de alguna forma su comportamiento independientemente de otras variables económicas.

Taylor y McNabb (2007) estudian el poder predictivo de determinados indicadores de sentimiento y confianza presentes en la *European Economy Consumer Survey* y el *Business and Consumer Survey* para Francia, Holanda, Italia y Reino Unido. En este sentido encuentran poder predictivo de los mismos con respecto al PIB en Reino Unido y Holanda, no siendo tan claro en los casos de Francia e Italia, países en los que igualmente demuestran que existen correlaciones evidentes entre los ciclos económicos y estos indicadores de confianza de cara a calcular probabilidades de empeoramiento de la situación económica de los mismos.

Por su parte Zanin (2010) investiga la evolución del ESI de cinco países europeos (Austria, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia e Italia) con respecto a la variación existente en su PIB. Primeramente encuentra que no siempre cambios en el ESI llevan asociados cambios en el PIB. Las mayores correlaciones las encuentra en Francia e Italia, siendo Austria el país que menor impacto tiene en cuanto su magnitud.

Li (2010) estudia el poder predictivo de los índices de confianza chinos, fundamentalmente el denominado *Consumer Confidence Index* elaborado por el *China Economic Monitoring & Analysis Center* y prueba que este índice, en conjunto con otros indicadores económicos, causa en el sentido Granger el crecimiento mensual de la producción industrial en China en un determinado periodo.

El *consumo*, y en especial el gasto de los hogares, es una de las variables económicas en la cuál más se ha analizado el impacto que en ella suponen cambios en la confianza.

Katona (1975) indica que la confianza, y en particular los indicadores que la miden, reflejan o podrían reflejar, si no toda, sí una parte importante de los factores que pudieran predecir el gasto y por lo tanto determinar el comportamiento del consumidor.

Throop (1992) apuntó que la confianza del consumidor tenía un papel significativo en las compras hechas por los hogares de bienes no duraderos (y no al

revés). Por su parte Bram y Ludvigson (1998) examinaron los dos principales indicadores de confianza de EEUU, los ya mencionados anteriormente *Michigan Consumer Sentiment Index* y *Consumer Confidence Index*, para concluir sobre el poder predictivo de los mismos en el consumo, especialmente en el caso del último índice. Así mismo, Desrochers y Gosselin (2002) analizan estos dos indicadores, demostrando que la confianza predice de forma significativa el consumo durante épocas de alta volatilidad.

No obstante Ludvigson (2004) señala que las encuestas realizadas para la elaboración de estos indicadores predicen de una forma relativamente modesta una parte de la variación del gasto futuro de un consumidor.

De la misma forma, Easaw *et al.*, (2005) analizan el impacto de la confianza en el gasto de los hogares en bienes duraderos en el Reino Unido, señalando que el sentimiento del consumidor es capaz de predecir el crecimiento en el consumo de los hogares adicionalmente a la renta. Igualmente señalan que los indicadores de confianza del Reino Unido (GfK y MORI) funcionan mejor como estimadores que los de los EEUU (tomando como referencia el Índice de la Universidad de Michigan).

Dudek (2008) por su parte encuentra un poder predictivo importante en los índices de sentimiento del consumidor en Polonia en cuanto al crecimiento del gasto privado.

Lo anterior no es óbice para que un autor como Fuhrer (1993) exponga sin embargo que la información que se incluye en la medida del sentimiento del consumidor desempeña un papel pequeño a la hora de explicar variaciones en el consumo, reduciendo el error de predicción en un 5% aproximadamente.

En otro orden, la *compra de vivienda*, por la importancia que tiene en su cuantía para los hogares y para la economía de los países, es otro de los indicadores analizados en la bibliografía que estudia la influencia de la confianza en la economía.

Por ejemplo Meulen *et al.* (2014) estudian el mercado de la vivienda en Alemania y en qué medida se ve afectado por la confianza del consumidor. En este

sentido, prueban que dichos indicadores poseen un poder predictivo de los precios de la vivienda en el país, pero añadiendo, eso sí, que es pequeño.

El comportamiento del *mercado de valores*, en base a la mayor o menor confianza que los agentes económicos tienen reflejada en los correspondientes indicadores, es estudiado en diversos trabajos y de forma más extensa que en lo referido a otras variables.

Barberis *et al.* (1998) analizan el efecto que tienen en el mercado de acciones de EEUU determinadas noticias de impacto que podrían alterar el estado de confianza de un inversor, demostrando que en general existe una sobrerreacción en los mismos ante ellas.

Igualmente Lemmon y Portinaguina (2006) exploran la relación entre el sentimiento del inversor y la rentabilidad de determinadas acciones usando la confianza del consumidor cuantificada a través de los principales indicadores de EEUU (CBI y ICS) como una medida del optimismo del inversor, concluyendo que el sentimiento del inversor predice los retornos de acciones de empresas con un componente importante de accionistas minoritarios. De la misma forma Gelper y Croux (2007) prueban el valor predictivo de los índices de una forma limitada y a corto plazo en relación al mercado de valores. Arif y Lee (2014) por su parte proporcionan también evidencia empírica que apoya la influencia del sentimiento de los inversores a la hora de realizar inversiones corporativas.

Por otro lado, Baker y Wurgler (2007) construyen un índice de sentimiento en base a diversos *proxies* en la economía americana para demostrar que el “sentimiento” tiene efectos discernibles, importantes y regulares sobre la cotización de algunas empresas en particular y en el mercado en general. Igualmente demuestran que el sentimiento afecta al coste del capital.

Schmeling (2009), por su parte, analiza la confianza del consumidor en diversos países, encontrando una relación entre rendimientos y confianza, en la que factores

culturales y de “calidad” institucional desempeñan un papel relevante a la hora de definir la importancia de tal relación.

Otros autores facilitan evidencia empírica sobre el papel del sentimiento de los inversores en el desarrollo del mercado de valores (Otoo, 1999 y Lee *et al.*, 2002), valoración del riesgo de mercado (Verma y Soydemir, 2009), reacción en el mercado de valores a la política monetaria (Kurov, 2010) e incluso la probabilidad de dificultades financieras futuras (Mishkin, 1978).

Finalmente, si bien la bibliografía en materia de índices de sentimiento es amplia cuando se trata de evaluar el efecto de los mismos en la producción, el consumo o el mercado de valores, no existen apenas artículos que hayan hablado de su efecto directo en la creación de *empleo*.

Un ejemplo puede ser el de Pincheira (2014), el cual estudia la capacidad que tienen los indicadores mensuales de confianza empresarial de Chile para predecir el empleo del país, que es estadísticamente significativa y robusta en varias formas de análisis, siendo en construcción e industria donde habría una mayor consistencia en los resultados.

1.5. Evolución del ESI en España y en la Eurozona

Dado que la presente investigación tomará el ESI como un *proxy* de la confianza, se procede a continuación a realizar unos análisis de cara a conocer con más detalle su comportamiento. Por una parte se examinará el ESI en España de forma general y sectorial para posteriormente proceder al estudio del mismo en las diversas economías del Área Euro en las que se produjeron intervenciones del BCE, en particular durante los últimos años de la serie analizada.

Si bien las pruebas econométricas que se realizan en los capítulos 2, 3 y 4 incluyen los datos de las series desde el cuarto trimestre del 1990 hasta el segundo trimestre del 2012, a efectos de los análisis que se realizan a continuación se han

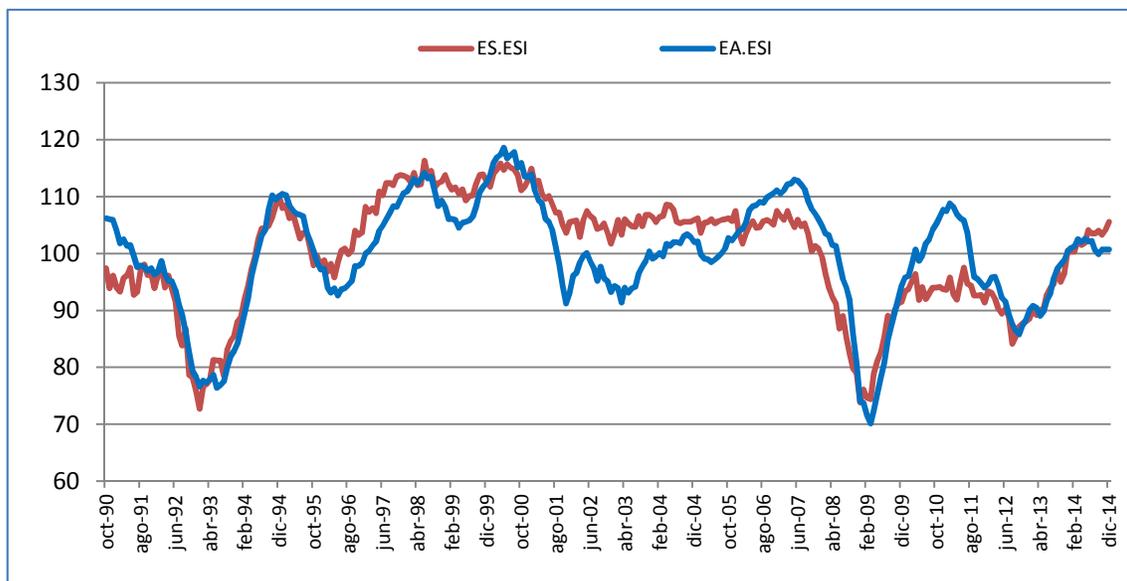
completado hasta el cuarto trimestre del 2014 de cara a poder tener una visión de su evolución más cercana a la fecha de publicación de esta Tesis.

1.5.1. Análisis sectorial del ESI

En este primer apartado se analiza la serie del ESI de una forma más detallada, primero de forma global para el ESI en España y posteriormente en cada uno de los sectores económicos de los que se compone.

En el gráfico 1 se presenta la comparativa del ESI español sectorial agregado (ES.ESI) en comparación con el del Área Euro (EA.ESI).

Gráfico 1. ESI agregado en España vs ESI agregado en el Área Euro



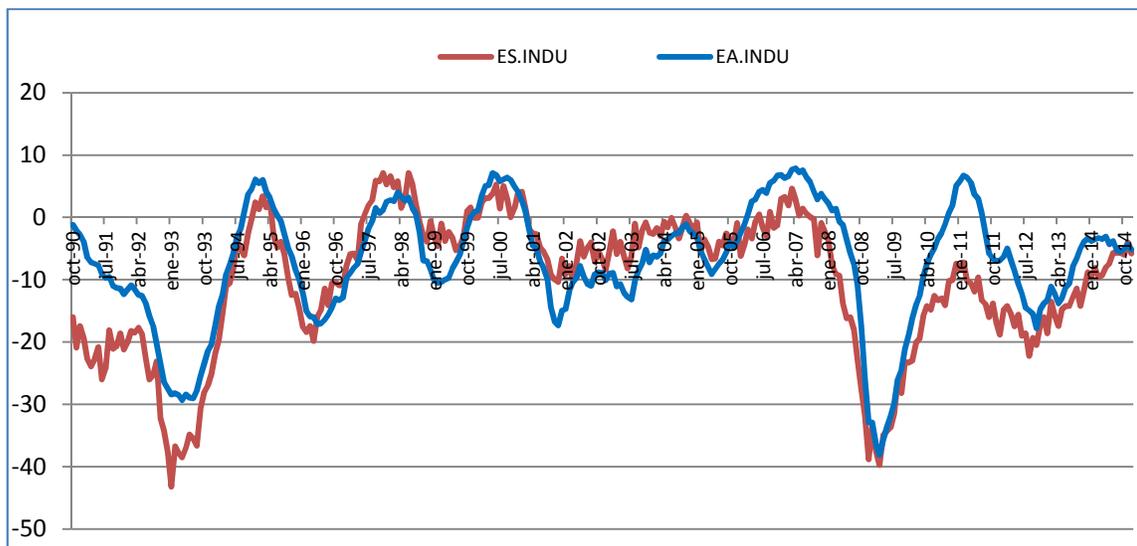
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

Las dos series se puede observar que se mueven de una forma paralela con un coeficiente de correlación de 0,84. Comienzan con una tendencia ascendente hasta mediados del año 2000 en donde el ESI en el Área Euro obtiene su máximo valor (118,6). A partir de ahí, mientras ésta cae de forma significativa, el ESI de España decrece un poco para luego mantenerse en valores estables hasta el 2008, en donde ya las dos series comienzan un descenso precipitado que lleva al ESI de la Eurozona a alcanzar valores mínimos en marzo de 2009.

Existen periodos en donde la confianza del Área Euro es superior a la de España y viceversa. En 152 ocasiones el ESI de España ha estado por encima del ESI de la Eurozona y en 139 ha sido al revés. Los mayores diferenciales entre los ESI se producen del 2001 al 2006, en donde la confianza de España estuvo por encima de la del Área Euro, y del 2010 al 2011, en donde sucede lo contrario. En este sentido, se aprecia que en esa primera etapa del 2001 al 2006 la confianza, o en este caso el exceso de ella, pudo suponer una razón adicional para la posterior crisis en donde el ajuste en sus niveles se prolongó en España de una forma más duradera que en el resto de países. Así, en el 2011, mientras en el Área Euro la confianza se recuperaba de forma general para alcanzar valores previos a la crisis, en España a diciembre del 2014 todavía no se habían alcanzado dichos niveles.

A continuación se realiza el mismo ejercicio con los ESI sectoriales nacionales y del Área Euro. En el gráfico 2 se puede observar la comparativa para el sector industria.

Gráfico 2. ESI industria en España vs ESI en industria en el Área Euro



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

Lo primero que llama la atención en el análisis es que la media del ESI en el Área Euro para el sector industria fue un 43% más elevada que la de España (-7,15 frente a -10,2). De todas formas el valor del coeficiente de correlación de las series es de 0,84, igual al obtenido en la comparación de las dos gráficas generales, lo cual de alguna forma responde al hecho de que dentro del índice ESI el sector industria es el que aporta un mayor valor en el cómputo con un 40% del total.

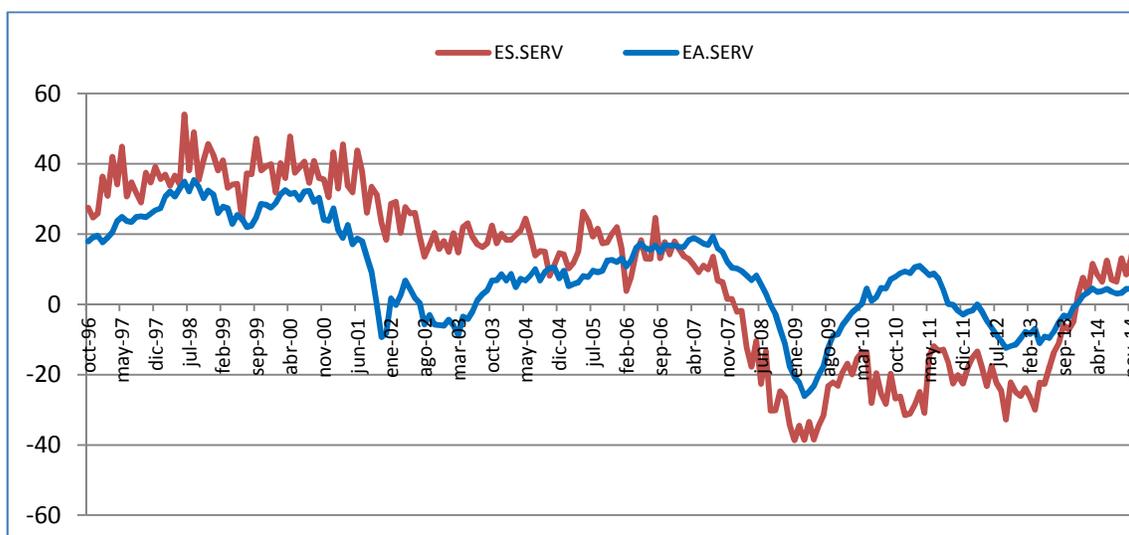
Se puede observar que existen 101 periodos en los cuales los valores del ESI en el sector industria en España son superiores a los del Área Euro, mientras que en 189 fue al revés, lo cual constata que en este sector la confianza ha sido superior claramente en el resto de países de la Eurozona frente al caso español.

Las series comienzan con un descenso en la confianza que hace que la española alcance su menor valor en enero del año 1993 (-43). Posteriormente comienzan una subida sostenida hasta alcanzar, en el caso del Área Euro, su máximo en abril de 2007. Igualmente se puede observar, como se veía en el gráfico 1., que a partir de esa fecha se

produce una importante caída en las mismas hasta el 2010. Durante este periodo ambos valores de la confianza se precipitan, para en el caso del Área Euro alcanzar su menor valor en marzo de 2009 y, para el español, alcanzando valores no obtenidos desde comienzos del año 1993. A partir del 2010 los valores de la confianza se recuperan a niveles anteriores de la crisis para la del Área Euro y un poco inferiores a la del 2007 para el caso de España.

Ya en el gráfico 3 se realiza la comparativa en el sector servicios, donde se pueden comenzar a cotejar los dos valores desde octubre de 1996 al no disponer de datos para España en periodos anteriores en este sector³⁰. El sector servicios después del de industria, como se vió anteriormente, es el que aporta un mayor valor al índice con un peso del 30% en el total del mismo.

Gráfico 3. ESI servicios en España vs ESI servicios en el Área Euro



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

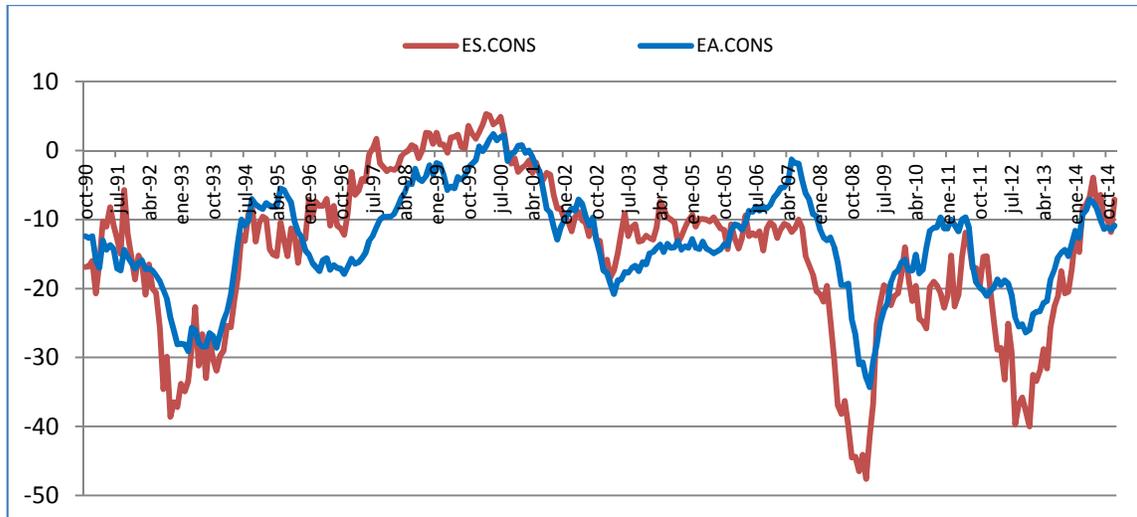
³⁰ La serie de datos del ESI en el Área Euro del sector servicios comienza en enero de 1996, mientras que en España lo hace en octubre del mismo año.

Destacar que de los 189 meses que se analizan, la confianza en España estuvo por encima de la del Área Euro en el sector servicios en 126 ocasiones, lo cual demuestra una “fortaleza” en lo que a este parámetro se refiere en España respecto a la media de países del Área Euro (frente a 91 ocasiones en las cuales ocurrió lo contrario). Si bien las dos series desde el punto de vista gráfico parecen tener una evolución similar (con un coeficiente de correlación de 0,78), se pueden apreciar cambios en sus evoluciones correspondientes por ejemplo partir de comienzos del 2007, cuando la confianza en el Área Euro ya va a estar por encima de la España de forma continuada hasta prácticamente un año antes del final de la serie.

Dentro de las diferencias relevantes entre las dos series que podemos encontrar destaca el periodo que va del 2001 al 2006 en el cual la confianza en el sector servicios en España sobresale claramente frente a la del Área Euro, si bien con anterioridad el valor es ya superior. Esto se verá reflejado de una forma u otra, como se veía en el comportamiento de la serie en general, en todos los sectores. Si bien, como se apuntaba, es a partir del 2007 cuando la confianza en el Área Euro en el sector servicios comienza a estar por encima de la de España, es en el año 2009 en donde esta diferencia se acentúa (alcanzando para ese año los valores mínimos) hasta volver converger las dos en el 2013.

Por otra parte, la evolución de la confianza del consumidor, que representa en el cálculo del ESI un 20%, se puede apreciar en el gráfico 4.

Gráfico 4. ESI consumidor en España vs ESI consumidor en el Área Euro



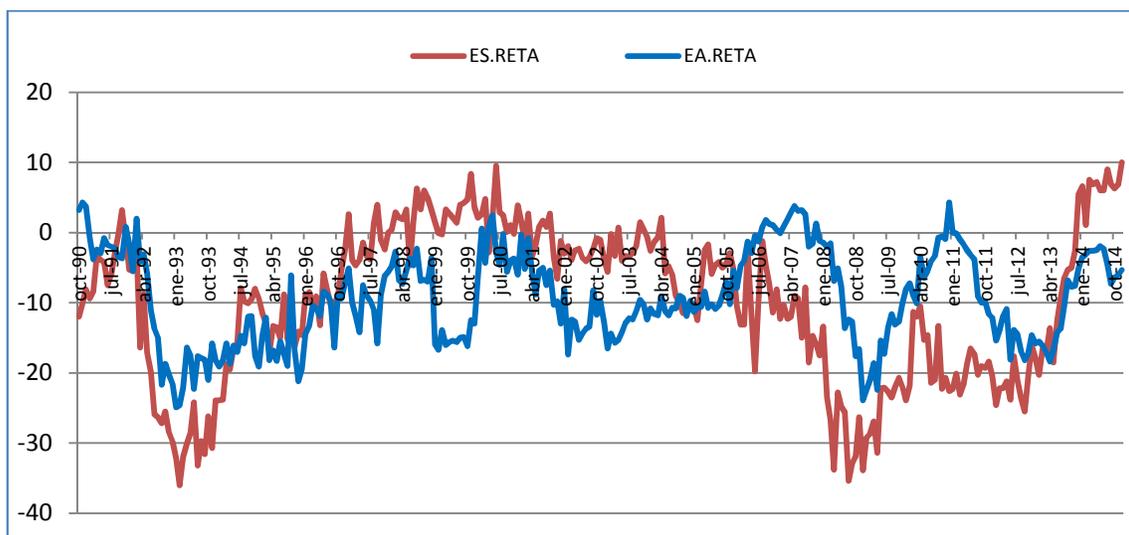
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

La media de las dos series es similar, con un coeficiente de correlación de 0,82. En 137 ocasiones el valor del ESI en España estuvo por encima del ESI del Área Euro y en 153 sucede al revés. En este sentido, si bien la confianza en este sector en España se mantiene por encima del ESI del Área Euro hasta diciembre de 2005, a partir de ahí la española se sitúa mayormente por debajo.

La evolución de las series sigue una tendencia creciente hasta el año 2000 en donde ambas alcanzan su valor máximo. Yendo a su detalle, se pueden apreciar tres grandes caídas o “baches” en la confianza: una inicial del 1990 al 1994 que ya aparecía en la serie general y en la de la industria, una segunda del 2007 al 2010 coincidiendo con la crisis económica y otra menos pronunciada del 2011 al 2014 en donde al final se recuperan los valores previos a la crisis. Especialmente pronunciada es la segunda, en donde las series alcanzan sus mínimos en el año 2009 y cuando la española alcanza valores mínimos aproximadamente un 40% menores que los del Área Euro.

El gráfico 5 representa la evolución de la confianza en el sector *retail* o venta minorista en donde la confianza española obtuvo, en comparación con la de la Eurozona, los mayores y menores valores de las dos series. Adicionalmente la correlación de la serie española y la del Área Euro es la menor obtenida, con un valor de 0,38. La serie del ESI de España durante 7 años (del 1993 al 2000) crece a un ritmo constante para posteriormente iniciar una pauta de descenso que le lleva hasta el 2008, año en el cual toca fondo arrastrada por la crisis económica. Tal y como se observó en otros sectores (servicios e industria), del 2010 al 2012 se produce una separación significativa entre las dos, puesto que mientras la confianza en Europa se incrementa a valores anteriores a la crisis, la española se mantiene estancada hasta el 2012, momento en que vuelve a repuntar para finalizar la misma con el valor máximo de la serie.

Gráfico 5. ESI *retail* en España vs ESI *retail* en el Área Euro

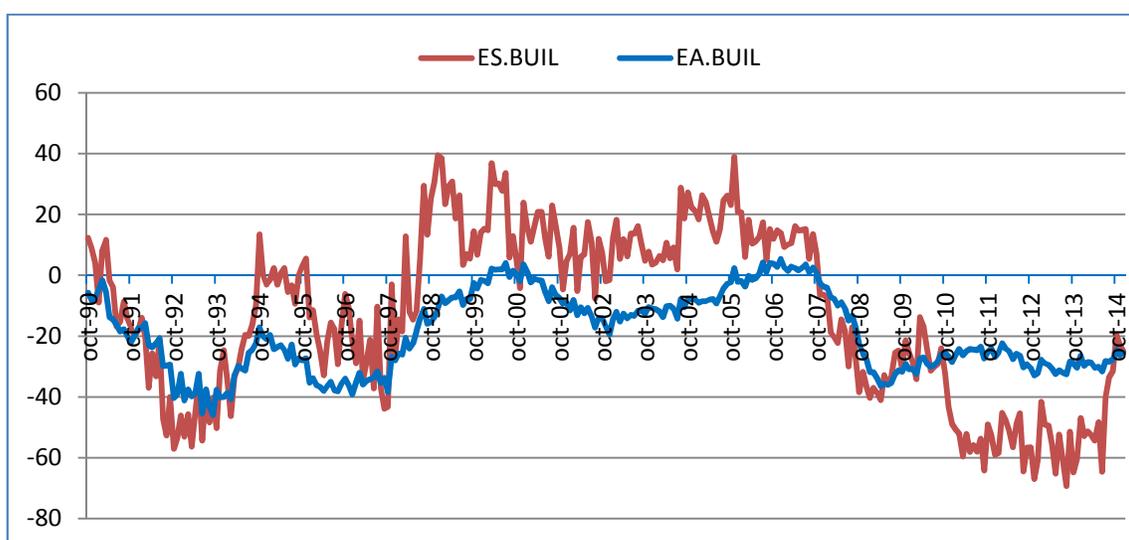


Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

Por último se expone en el gráfico 6 el comportamiento del ESI en el sector de la construcción, en donde nuevamente nuestro país alcanza los mayores y menores valores de la confianza en comparación con la obtenida para el Área Euro.

Como se puede observar, es significativa la evolución del indicador de confianza en el sector de la construcción en España con respecto al resto de países del Área Euro. En 189 meses de los 291 (esto es, aproximadamente un 65 % de las ocasiones) el indicador en España fue superior al de la media de los países de la Eurozona frente a 101 en donde ocurrió lo contrario, siendo de esta forma el sector en el que mayor número de veces se dio esta circunstancia³¹.

Gráfico 6. ESI construcción en España vs ESI construcción en el Área Euro



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

Por su parte el coeficiente de correlación toma un valor de 0,79 entre las dos series, lo cual indica cierta evolución paralela, si bien existen periodos en donde las

³¹ Se recordará que en el área industria un número igual de veces la confianza en el Área Euro estuvo por encima de la española.

mismas divergen claramente, como el que va desde el 1997 hasta el 2007, esto es, más de diez años en los que la confianza en la construcción en España estuvo por encima del Área Euro. Posteriormente a esta fecha se puede apreciar un importante ajuste que comprende desde mediados del 2010 hasta mediados del 2014, en donde la confianza en el sector construcción en el Área Euro supera de forma significativa los valores de la española, que cae de forma pronunciada, alcanzando en agosto del 2013 el valor mínimo de la serie.

Teniendo en cuenta esta situación, este exceso de confianza u optimismo por encima de la media podría haber alertado o dado señales previas de la posterior crisis que afectó a este sector posteriormente con especial virulencia.

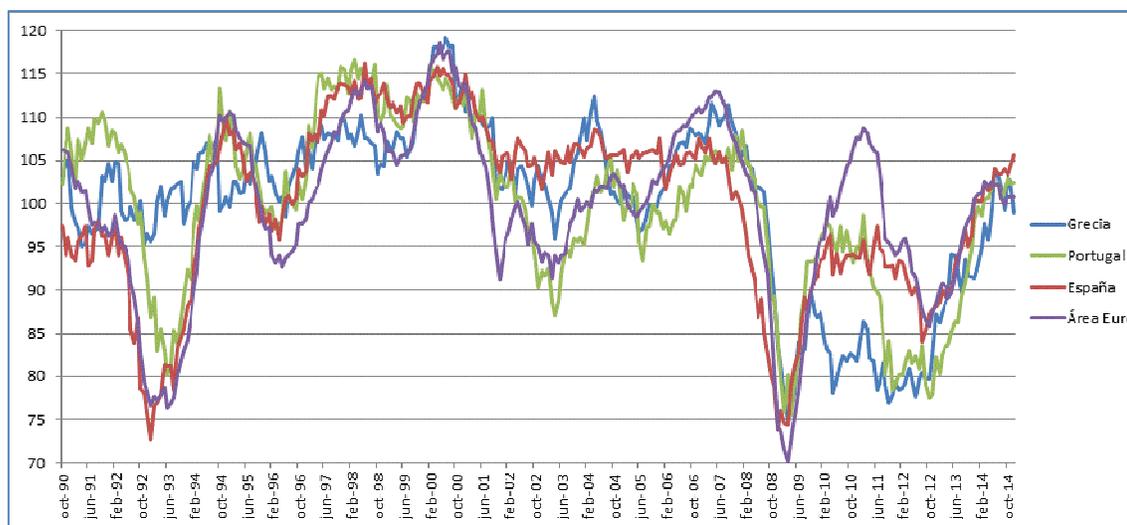
1.5.2. El ESI y las intervenciones en las economías periféricas de la Eurozona

A continuación se realiza un análisis de la evolución de los ESI de los países que sufrieron una intervención directa en sus políticas económicas bien a través de la denominada “troika”³² (caso de Irlanda³³, Grecia y Portugal), bien a través de préstamos especiales destinados a su sistema bancario (caso de España).

³²Se ha venido denominando “troika” a la intervención conjunta del Banco Central Europeo, Fondo Monetario Internacional y Comisión Europea en aquellos países de la Unión Europea que fueron “rescatados” desde el punto de vista económico.

³³ Si bien no se dispone del indicador ESI para Irlanda, se señala la fecha de su intervención para la interpretación de la evolución de la confianza en el resto de países.

Gráfico 7. Evolución del ESI en los países con intervención o ayuda por parte del BCE (I)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

En el gráfico 7 se observa la evolución de las ESI de estos países desde el año 1990 hasta finales del 2014, comprobándose que pese a existir una cierta evolución paralela en los ESI de los países arriba mencionados (se incluye el del Área Euro igualmente), se pueden destacar ciertas particularidades³⁴:

- La correlación de la confianza medida a través del ESI en España, Portugal y Grecia en relación a la del Área Euro fue de 0.84, 0.77 y 0.55 respectivamente.
- Han existido dos caídas pronunciadas de la confianza comunes, una desde el año 1992 hasta 1993 fundamentalmente y otra desde mediados del 2007 hasta 2009.

³⁴ Dicha serie se ha hecho coincidir en su inicio con los datos disponibles de deuda que serán posteriormente analizados en los siguientes capítulos, esto es, desde el cuarto trimestre del 1990. La misma se ha ampliado hasta finales del 2014, si bien el último dato utilizado para los análisis econométricos será el segundo del trimestre del 2012.

- El primer "bache" de la confianza afecta a todas las economías (como revela la caída en la confianza del Área Euro), a excepción de Grecia, la cual se mantuvo inalterada.
- El segundo "bache" repercute a todas las economías, si bien a partir del 2010 tiene especial virulencia en los países afectados por las intervenciones, que se encuentran por debajo de la confianza del Área Euro de forma significativa.
- Del 2001 al 2006, los niveles de confianza en España y Grecia se mantuvieron significativamente por encima del correspondiente para el Área Euro.

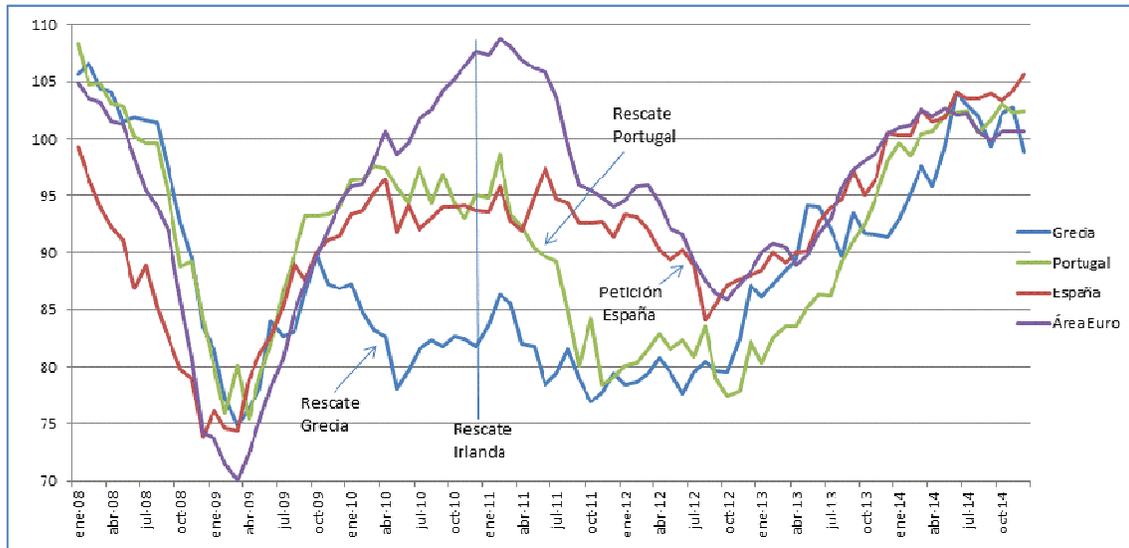
La evolución en la confianza durante los años estudiados se puede interpretar como consecuencia de la situación económica de los países, fruto en muchos casos de las decisiones en materia de política económica por parte de los gobiernos nacionales, la Comisión Europea y el Banco Central Europeo. Sea como fuere, podría presuponerse que economías "integradas" en una unión económica y monetaria deberían de tener correlacionadas sus confianzas o al menos, cuanto mayor fuera la integración, mostrar un coeficiente de correlación mayor. De ser así, la integración con el Área Euro sería mayor en el caso español que en el portugués o más claramente el caso griego, en donde como se indicaba la correlación muestra un valor de 0,55.

En cuanto al estudio de la evolución de la confianza en estos países, se puede percibir que determinadas coyunturas económicas como el mantenimiento de tipos de interés bajos durante los años de puesta en marcha de la política monetaria única por parte del BCE, hicieron que ciertas economías como la española y la griega se vieran "afectadas" por un exceso de confianza frente al resto de miembros de la Unión, en donde la misma evolucionó de forma más moderada.

Este contexto de exceso de confianza pudiera estar detrás de la situación de crisis económica (y de la pérdida de confianza medida a través de una disminución relevante de las ESI) que se percibe a partir del año 2007 y que se puede apreciar de

forma más detallada en el gráfico 8, que muestra la evolución de los ESI desde enero de 2008 hasta diciembre de 2014.

Gráfico 8. Evolución del ESI en los países con intervención o ayuda por parte del BCE (II)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 24 de enero de 2015.

A partir del gráfico 8, se pueden destacar los siguientes puntos:

- Las intervenciones realizadas en las economías de Grecia, Portugal y España fueron posteriores a descensos significativos (en el tiempo y en cuantía) de sus correspondientes ESI.
- Estas intervenciones provocaron un automático e inicial descenso en la confianza (ESI) de los países afectados.
- La primera intervención efectuada en Irlanda coincide con el comienzo de una caída continua en la confianza (ESI) de los países del Área Euro que fue

agravándose con cada una de las intervenciones realizadas hasta julio de 2012, momento en el cual comienzan todos los ESI a repuntar.

- De las tres economías “intervenidas” o que hubieran solicitado ayuda para su sector bancario³⁵, la confianza española medida a través de su ESI es la que mejor se ha comportado hasta el final de la serie.

Una vez más, se puede hacer una lectura más allá de la evolución gráfica de los ESI en los países de la UE que sufrieron algún tipo de intervención o ayuda. La confianza medida a través del ESI se observa que se comporta de forma bastante discordante entre dichos países durante este periodo. De esta forma, si calculamos los coeficientes de correlación para estas series con respecto al Área Euro obtenemos para España, Portugal y Grecia unos valores de 0.82, 0.68 y 0.35 respectivamente, lo cual sugiere que la crisis vivida durante esos años no tuvo en Portugal ni en Grecia un reflejo o una correspondencia clara con el estado de ánimo o confianza en el Área Euro, no así en el caso de España.

Igualmente, en materia de intervenciones, parece que éstas no tuvieron un efecto “tranquilizador” en su momento, más bien lo contrario, pudiéndose apreciar incluso un cierto “contagio” en cuanto a la confianza cuando se producían cada una de las mismas. Esto es, independientemente de la situación económica, la confianza en el Área Euro y en los países intervenidos empeoró especialmente con los rescates portugués y español. Este fenómeno de “contagio” de la confianza o de la falta de la misma daría una razón adicional y “objetiva” a la intervención del Presidente del BCE Mario Draghi³⁶ en julio de 2012.

³⁵La Unión Europea acordó abrir una línea de crédito de hasta 100.000 millones de euros en junio de 2012 para reestructurar a entidades financieras y bancos españoles con problemas de liquidez. Disponible en http://ec.europa.eu/spain/actualidad-y-prensa/noticias/economia-en-la-union-europea/financiero-esphana_es.htm. Acceso el 14 de febrero de 2015.

³⁶ Ver apartado 2.3.2.

1.6. Conclusiones

La literatura económica ha puesto el acento en las motivaciones de los agentes económicos que, en algunos casos, van más allá de lo puramente racional en el sentido más ortodoxo del término. De entre ellas destaca la confianza como un concepto crítico a la hora de explicar el comportamiento de los mismos y, en última instancia, como un factor que desempeña un papel importante tanto en las fases expansivas del ciclo económico como en la generación de crisis económicas. En este sentido, la revisión de este material permite entender en todo su alcance el papel de la confianza en la economía, destacando su importancia en la toma de decisiones de los agentes económicos mencionados, en la percepción del riesgo, en el funcionamiento del sistema financiero o, incluso, en la estrategia de política monetaria.

Para la cuantificación de la confianza se dispone en la práctica de varios indicadores. Los índices o indicadores de confianza incorporan información “adelantada” a la que facilita la Contabilidad Nacional y, entre otras cosas, reflejan expectativas sobre la evolución del consumo, la renta y los mercados en general. Aquí reside una de sus principales utilidades, que se puede cifrar en su capacidad predictiva.

Existe una relación de naturaleza bidireccional entre los indicadores de confianza y algunas de las variables fundamentales de la economía. Desde este punto de vista, se puede afirmar que estos indicadores tienen capacidad tanto para reflejar como para predecir el comportamiento de la economía.

En el caso de España en particular y en el del Área Euro en general, una vez analizados diferentes índices, hemos concluido que el *Economic Sentiment Indicator* (ESI) es el que mejor aproxima la confianza. Esta conclusión se obtiene teniendo en cuenta que es un indicador: (i) obtenido por un organismo europeo de carácter público, (ii) de elaboración homogénea para los países de la Unión Europea, del cual se dispone de información tanto a nivel país como región y (iii) utilizado mayoritariamente en las investigaciones académicas sobre causas y efectos de la confianza.

Dicho lo anterior, un primer análisis descriptivo de la evolución del ESI en España y en la Eurozona arroja algunos resultados interesantes que proporcionan una idea de la relevancia que tiene el análisis de los determinantes y efectos de la confianza y que se resumen a continuación.

En primer lugar, el coeficiente de correlación entre la evolución de las economías de la Eurozona es menor del que cabría esperar en un área monetaria homogénea y altamente integrada, tanto desde un punto de vista financiero como económico. En este sentido, las divergencias observadas en la evolución del ESI en España y en la Eurozona en determinados períodos temporales sugieren la posible existencia de asimetrías en la transmisión de los efectos de la que debiera ser una política monetaria única.

Por otra parte, la evolución del índice general en España, especialmente cuando se sitúa por encima de la media de la Eurozona, viene determinada fundamentalmente por la confianza en el sector servicios y en el de la construcción. Particularmente, en este último sector, los elevados niveles de confianza podrían estar detrás de una canalización excesiva de recursos (asignación ineficiente) hacia el mismo.

Finalmente, la comparativa entre la evolución de la confianza de diversos países de la Eurozona revela que el mantenimiento de tipos de interés bajos, sobre todo durante los años de puesta en marcha de la Unión Monetaria Europea, contribuyó a que determinadas economías periféricas –como es el caso de la española– se vieran inmersas en un clima marcado por un “exceso” de confianza, factor este que puede haber contribuido significativamente a la magnitud de la inflación en determinados mercados de activos.

CAPÍTULO 2. LA PRIMA DE RIESGO SOBERANA Y LA CONFIANZA

2.1. Introducción

Con el recrudecimiento de la última crisis financiera –sobre todo desde septiembre de 2008 a raíz del colapso del banco de inversión americano Lehman Brothers– y la posterior crisis de la deuda soberana, la prima de riesgo asociada a la deuda pública de los países periféricos de la Eurozona³⁷ cobra un protagonismo especial como indicador objeto de seguimiento prioritario, tanto por parte de los gobiernos como por los mercados financieros.

Esta atención extrema que se le ha prestado a la prima de riesgo soberana responde al convencimiento de que valores elevados de esta variable ponen en serias dificultades a los países para generar confianza en los inversores y en el resto de los agentes económicos. Por un lado, una prima de riesgo elevada pondría de manifiesto la desconfianza en las posibilidades de que un estado pueda hacer frente a la deuda contraída. Por otro, cuando el riesgo de un país se incrementa, su economía deberá afrontar un sobrecoste que compense el aumento del riesgo asumido por los inversores por prestarle su dinero en lugar de optar por otra alternativa de inversión más segura.

La prima de riesgo, entendida así como una variable que pudiera arrojar una medida de la confianza en la economía, hace que su análisis en relación al indicador ESI para España³⁸ sea de interés como paso previo a constatar empíricamente la posible existencia de una relación entre ambas variables. En este sentido, autores como García y Werner (2013) señalan tres tipos de factores que impactan en la prima de riesgo de los bonos soberanos en el Área Euro, a saber, indicadores de actividad económica, de

³⁷ La denominada prima de riesgo en el marco europeo ha venido definiéndose como el diferencial del rendimiento de la deuda pública a 10 años de un país en relación al bono alemán, y su nivel con respecto al del resto de economías que conforman el Área Euro es considerado como posible medida del riesgo del país (Favero *et al.*, 1997; Düllmann y Windfuhr, 2000; Geyer *et al.*, 2004; Aßman y Boysen-Hogrefe, 2009 y Fontana y Scheicher, 2010).

³⁸ A lo largo del capítulo 2 y restantes, se utilizarán indistintamente las denominaciones ESI_Es y ESI para referirnos al indicador de sentimiento económico en España.

sentimiento económico (entre los que se incluye el ESI) y de condiciones de mercado laboral, los cuales explicarían conjuntamente un 85% de la variabilidad de la prima de riesgo durante la crisis y un 50% antes de ella.

Atendiendo a este tipo de consideraciones, la confianza o el sentimiento de los agentes económicos, podría verse como una variable capaz de impactar en las primas de riesgo o, por el contrario, cabría suponer que la variación de dichos *spreads* pudiera influir de una forma u otra en la confianza. Por ello, en este capítulo se investiga en qué medida la prima de riesgo guarda una relación más o menos estrecha con la confianza.

Bajo estas premisas se empieza con una aproximación metodológica acerca de la caracterización de las series temporales que servirá para contextualizar las pruebas que se realizarán en los casos de la prima de riesgo y de la confianza medida a través del ESI. A continuación, una vez abordados los componentes y los determinantes de la prima de riesgo, se lleva a cabo un análisis que permite determinar la presencia de raíces unitarias, identificando las rupturas estructurales que pudieran afectar a la consideración del grado de estacionariedad de ambas variables, aspectos estos que resultarán claves en una fase posterior de la investigación a la hora de realizar análisis de cointegración y/o causalidad.

En la medida en que estos test de raíces unitarias (y las rupturas que de ellos se deriven) revelen paralelismos en el comportamiento de ambas series, se estará ofreciendo una evidencia preliminar del tipo de relación que puede establecerse entre las dos variables y también de cara a la evaluación de las políticas económicas en la Eurozona. Concretamente, la implementación de este tipo de metodología al período 2007-2014, permite poner de manifiesto aspectos tan relevantes como los límites de la eficacia de las políticas económicas nacionales en el marco de la Eurozona y la importancia de la coordinación a varios niveles (fiscal, monetario-fiscal y monetario-macprudencial).

2.2. Caracterización de las series: estabilidad y cambios estructurales

Un comportamiento que pudiéramos llamar “estable” de las variables, es una de las características que se buscarán a la hora de realizar su análisis. Si la media, la varianza y la autocovarianza de una serie (en los diferentes retardos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se miden, nos encontramos con una serie estacionaria (Gujarati y Porter, 2010).

La propiedad de estacionariedad (o lo que es lo mismo, la inexistencia de raíces unitarias) implica que una serie exhibe una reversión a una media y que fluctúa alrededor de un valor constante. Igualmente la ausencia de raíces unitarias implica que la serie tiene una varianza finita y que no depende del tiempo, así como, lo que es importante, que los efectos de los posibles *shocks* a los que pudiera estar expuesta desaparecen con el transcurso del tiempo (Libanio, 2005) y que es posible por lo tanto hacer predicciones a futuro de su evolución. Por el contrario, una serie con raíces unitarias implica que la misma no tiene tendencia a converger hacia un valor determinado (siguiendo lo que se llama un *random walk*), al igual que su varianza tendería hacia el infinito, y que, adicionalmente, no podrían utilizarse las técnicas tradicionales de estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios debido al alto riesgo de obtener resultados espúreos.

En caso de no ser estacionaria la serie, conocer su grado de estacionariedad y orden de integración (esto es, cuántas veces es necesario diferenciarla para que se vuelva estacionaria) es clave, primero para conocer las características de la misma, y segundo, para posteriormente realizar análisis de cointegración que permitan establecer relaciones a largo plazo entre variables, ya que en función de qué orden de integración tengan, se podrán aplicar unos métodos econométricos u otros.

Una primera aproximación al orden de integración de las series que vamos a utilizar se puede encontrar en el estudio realizado por Nelson y Plosser (1982) donde se expone la práctica de descomponer las series en dos elementos, uno (componente “secular”) con una tendencia determinística y otro (componente “cíclico”) estacionario

alrededor de un valor. Esto es, siendo el componente cíclico estacionario y la serie agregada (componente secular + componente cíclico) no estacionaria como resultado de la tendencia mencionada. Estos autores concluyen que las fluctuaciones económicas son explicadas mejor por movimientos en el componente secular (derivado de cambios en gustos y tecnología) que por variaciones en el cíclico.

Dado que autores como Smith (2000) critican que los test de raíces unitarias sean sensibles al número de elementos que tenga la serie (debido a su carácter asintótico), al número de retardos utilizados, a la inclusión o no de parámetros de nivel y tendencia, y a la existencia de raíces estructurales, en el análisis que se efectuaremos en esta Tesis Doctoral se emplean diversos métodos de análisis de raíces unitarias que ayudan a determinar mejor las características de las series.

Bajo esta perspectiva, en el análisis que se realizará de cada una de las series se expone el resultado de las pruebas de raíces unitarias realizadas, estudiando primeramente su grado de estacionariedad y sin tener en cuenta rupturas estructurales y posteriormente contemplando la existencia y características de dichas rupturas, así como los cambios de tendencia que a partir de entonces puedan determinar estos *shocks*. Estas rupturas, como se verá más adelante, podrían hacer que una serie fuera identificada de forma errónea como no estacionaria, afectando a posteriores análisis.

Modelo sin rupturas

La posibilidad de obtención de resultados contradictorios entre diferentes test de raíces unitarias aplicados a datos trimestrales, puesta de manifiesto por algunos autores como Espasa y Cancelo (1993), aconseja utilizar diversas pruebas con el fin de lograr resultados más robustos.

De esta forma, para llevar a cabo las pruebas de raíces unitarias se utiliza el denominado test de Dickey-Fuller aumentado, el test Phillips-Perron y el Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (en adelante, DFA, PP y KPSS, respectivamente). Mientras que los dos primeros test se basan en la detección de raíces unitarias en las series planteando

como hipótesis nula que la variable en cuestión es no estacionaria (esto es, rechazándose la consideración de estacionariedad salvo evidencia en contra), en el tercero (KPSS) la hipótesis nula es la contraria, es decir, que la serie es estacionaria.

Análisis con cambios estructurales

Uno de los principales inconvenientes de los test DFA, PP y KPSS es la posibilidad de llegar a conclusiones erróneas en los mismos debido a la presencia de rupturas estructurales o *outliers*, que de no existir (o, mejor dicho, de contemplarse en el análisis) pudieran hacer alterar su resultado. En este sentido Perron (1989) muestra que el test de raíces unitarias Dickey-Fuller es sensible ante la presencia de rupturas estructurales y que por lo tanto los resultados obtenidos en el mismo podrían ser equívocos de existir dichas rupturas en las series estudiadas.

Recordemos que una serie estacionaria es aquella que fluctúa en torno a un valor determinado con la misma varianza, con lo que ante *shocks* en tal serie, ésta procedería a volver a su valor inicial. La existencia de rupturas podría hacer que la serie viera modificado su nivel o pendiente calificándose inicialmente como no estacionaria, cuando en realidad su comportamiento pudiera seguir siendo considerado estacionario una vez superados los efectos de los *shocks* o *outliers*.

Es por ello que se procede a contrastar también la hipótesis de cambio estructural en cada variable, es decir, si nos hallamos ante una serie no estacionaria que, en el largo plazo, experimenta cambios de nivel y/o tendencia que pudieran hacer modificar la consideración del orden de integración de la variable. Este punto es especialmente relevante por el periodo temporal analizado, que incluye etapas en donde determinados acontecimientos económico-financieros pudieran alterar la tendencia o nivel de la serie, bien de forma puntual (esto es, debido a un componente que denominábamos cíclico) sin afectar a la estacionariedad, bien de forma permanente (como consecuencia de un comportamiento secular) introduciendo una o más raíces unitarias.

Chow (1960) y Fox (1972) fueron de los primeros en llamar la atención sobre las rupturas estructurales dentro de las series temporales. Glynn *et al.* (2007) describen la literatura existente en lo que a contrastes de raíces unitarias se refiere teniendo en cuenta la posibilidad de rupturas estructurales, diferenciando entre dos tipos de modelos:

- a) Modelos con puntos de ruptura exógenos, establecidos por el investigador.
- b) Modelos con punto de ruptura endógenos, determinados por métodos cuantitativos.

Diversos autores, como Banerjee *et al.* (1992) y Zivot y Andrews (1992), critican la utilización de puntos de rupturas exógenos debido a la subjetividad en la definición de los mismos y por tanto a lo largo de la Tesis se ha optado por la aplicación de un modelo con puntos de ruptura endógenos.

Adicionalmente, Perron y Vogelsang (1992) y Jaén y López (2001) contemplan dos tipos de rupturas en función de sus efectos:

- a) Rupturas o “outliers” aditivos (*Additive Outliers*, en adelante, AO). Las rupturas se producen de forma instantánea y puntual, afectando al nivel de la serie.
- b) Rupturas o “outliers” innovadores o innovacionales (*Innovative Outliers*, en adelante, IO). Las rupturas tienen lugar de forma gradual, repercutiendo en su nivel de crecimiento (*slope*) y teniendo efecto tanto en el momento de ocurrir la misma como en otros posteriores.

Determinados investigadores (Kaiser y Maravall, 2001) critican la identificación de IO en series temporales por la persistencia de sus efectos; por ello, en la identificación de las rupturas en las pruebas de raíces unitarias con rupturas estructurales se primará la elección de modelos con AO frente a los que tengan IO.

La existencia de rupturas estructurales en los modelos econométricos hace que se tengan que utilizar test diferentes a los que se empleaban sin presencia de rupturas. Dependiendo del número de rupturas a identificar en las series, se usarán para una

ruptura [AO (1) o IO (1)] el test de Perron y Vogelsang (1992) (test PV) y para dos [AO (2) o IO (2)], el test de Clemente, Montañés y Reyes (1998) (test CMR).

2.3. La prima de riesgo: concepto y medición

A continuación se realiza un repaso a la definición de la prima de riesgo soberana y a sus determinantes según la literatura de referencia consultada.

2.3.1. Componentes de la prima de riesgo: modelo básico

En la evaluación de la prima de riesgo de la deuda soberana de un país es preciso tomar en consideración la diferencia conceptual que en su día estableció Knight (1921) entre “riesgo” (variable medible) e “incertidumbre” (variable no cuantificable). El término “incertidumbre” se aplica habitualmente a situaciones en las que las probabilidades de que sucedan las mismas son *de facto* imposibles de cuantificar. Desde esta perspectiva, cabe destacar que la prima de riesgo es la compensación extra que exigen los inversores por mantener un activo que conlleva no solo un riesgo anticipable y medible (específico de la economía en cuestión), sino también un componente de incertidumbre difícilmente cuantificable.

En la práctica, esta prima de riesgo se refleja en el *spread* de rentabilidad de un activo financiero con relación a otro libre de riesgo que se toma como referencia y, a este respecto, conviene tener presente que una de las mayores imperfecciones de los mercados financieros está asociada al riesgo que no es fácil de cuantificar, sobre todo en momentos de fuertes turbulencias en dichos mercados. En estas situaciones de incertidumbre los inversores suelen reaccionar atesorando liquidez y adquiriendo deuda soberana de los países con menor riesgo de crédito como forma de protección, lo cual genera un alza de la prima de riesgo en las economías más débiles.

Bajo estas premisas, y siguiendo a Bernoth *et al.* (2012), se expone un modelo básico de prima de riesgo considerando que un inversor doméstico maximizaría una función de utilidad en sus decisiones

$$\text{Max } U\{E_t[w_{t+1}], \text{Var}_t[w_{t+1}]\} \quad (2.1)$$

que depende positivamente de la esperanza matemática de la riqueza real, $E_t [w_{t+1}]$ y negativamente de su varianza $\text{Var}_t[w_{t+1}]$.

Un inversor colocaría así un porcentaje θ de su riqueza real w_t a un valor o título nacional D y el restante $1-\theta$ en un título extranjero F, de modo que tendríamos las siguientes ecuaciones:

$$\theta_t w_t = D_t \quad (2.2)$$

$$(1-\theta_t) w_t = F_t \quad (2.3)$$

Se asume que el título nacional está sujeto al riesgo de quiebra o *default*, mientras que el valor extranjero estaría libre de riesgo, con una probabilidad positiva de $1 - P(X_t)$, de que el gobierno nacional fuera incapaz de devolver su deuda y donde X_t indicaría un conjunto de variables que afectarían a dicha probabilidad. En caso de *default*, el inversor recibiría una fracción τ de su pago bruto, $\tau \in [0, 1+r)$ donde r es el tipo de interés de un bono doméstico.

Se supone igualmente que el bono extranjero se comporta como un valor de referencia en el mercado de bonos y que los bonos extranjeros tienen mayor liquidez que el mercado de bonos doméstico.

Bajo estas premisas dichos autores llegan a la siguiente función de la prima de riesgo, que podría ser objetivo de contraste empírico y en la que se pueden diferenciar

tres elementos, por un lado se tendría una prima de *default*, por otro una prima de liquidez y un último componente recogería el riesgo específico del país³⁹:

$$\frac{r_t - r_t^*}{1 + r_t} = (1 - P(X_t)) \left(1 - \frac{\tau_t}{1 + r_t} \right) + \frac{l_t}{1 + r_t} + \frac{S(1 + r_t - \tau_t)^2 P(X_t) (1 - P(X_t))}{(w_t / \Phi_t + w_t^* / \Phi_t^*)(1 + r_t)} \quad (2.4)$$

donde el asterisco indicaría las variables extranjeras, l_t el coste esperado de transacción en el mercado doméstico de bonos y Φ_t y Φ_t^* los coeficientes de aversión al riesgo respectivos para el inversor nacional y el extranjero. S por su parte sería la oferta total de bonos emitidos por el gobierno nacional.

Se puede observar en la ecuación (3.4) que el primer término, que refleja la prima de *default*, dependería positivamente de la probabilidad de quiebra del país que emite la deuda, $(1 - P(X_t))$. Esta prima decrecería con un incremento en la fracción del pago que el inversor recibiría en caso de *default* τ . Dado que dicha fracción se movería en un rango entre 0 y $(1 + r_t)$, el valor de la prima de *default* sería siempre positivo.

El segundo término corresponde al riesgo de liquidez, que se incrementaría en función de los costes de transacción que fueran necesarios para operar en el mercado doméstico de bonos, con lo que a mayor liquidez de los mercados nacionales de bonos, esta prima se reduciría.

Por último, un tercer elemento contempla la prima de riesgo específica del país, que dependería negativamente de τ y positivamente de la varianza de la probabilidad de quiebra $P(X_t)(1 - P(X_t))$ ⁴⁰, del rendimiento bruto nominal $(1 + r_t)$ y de los niveles de aversión al riesgo respectivos del inversor nacional y del extranjero Φ_t y Φ_t^* . En este sentido, cuantos más inversores se preocupen por la varianza de su riqueza futura, mayor es el diferencial de tipos de interés entre Estados con y sin riesgo país. Adicionalmente,

³⁹ Ver Bernoth *et al.* (2012) para obtener un mayor detalle acerca de los pasos necesarios para llegar a la formulación (2.4).

⁴⁰ Una variable aleatoria, X , sigue una distribución de Bernoulli [$P(X=1)=p$; $P(X=0)=1-p$; $p>0$] y tiene por varianza $\text{Var}(x)=p(1-p)$.

el riesgo específico del país incrementa con la oferta total de bonos domésticos, S , relativa al total de la riqueza.

Una vez determinado el modelo básico y de cara a poder llevar políticas de control de la prima de riesgo, es necesario estudiar con un mayor detenimiento sus componentes. De forma inicial hay que señalar que la teoría económica establece que el tiempo hasta el vencimiento es una de las variables fundamentales a la hora de fijar el rendimiento de la deuda soberana de un país. Esto es, cuanto mayor es el tiempo desde su emisión hasta su vencimiento, mayor debería ser su rentabilidad. En este sentido, en nuestra Tesis, dado que en el análisis de primas de riesgo el vencimiento de referencia es la deuda a 10 años, nos centraremos en los factores diferenciales de la deuda, manteniendo constante (supuesto *ceteris paribus*) el periodo de vencimiento o *maturity* de las emisiones de deuda de referencia.

Según Bernoth *et al.* (2012) un primer componente lo constituiría el riesgo de que el país no fuera capaz de hacer frente al pago del rendimiento exigido y a la devolución del principal invertido, lo que podría definirse como un **riesgo de impago**. Este riesgo conlleva un incremento del rendimiento esperado cuanto mayor fuese la probabilidad de impago por parte del país.

Dichos autores señalan como otro de los componentes al **riesgo de liquidez**, el cual contemplaría aquellos factores que dificultarían liquidar el valor en un momento determinado. Este *spread* está asociado a la *liquidez* de la deuda pública, y variaría en función de lo fácil que fuese la venta del bono soberano en cuestión de rapidez, coste y estabilidad de precios (Barbosa y Costa, 2010).

Bernoth *et al.* (2012) apuntan que las primas de riesgo se ven influidas por primas de liquidez, en el sentido de que aquellos países con mayor presencia (*market share*) en los mercados de deuda pagan menos por la deuda que otros con menor presencia. Según Pagano y von Thaden (2004) y Favero *et al.* (2005), este riesgo se reduciría con el establecimiento de una moneda única y con progresiva introducción de países dentro del euro.

De forma adicional, tendría que contemplarse el **riesgo de tipo de cambio o país** (Favero *et al.*, 1997). La depreciación de una moneda tendería a incrementar el riesgo país debido al encarecimiento del servicio de la deuda externa, la disminución de la inversión y el aumento del coste de capital.

En el caso concreto de España, el tipo de cambio de la moneda solo podría ser, en todo caso, un determinante antes de la entrada en circulación del euro, pues el establecimiento de la moneda única supuso fijar una paridad entre las monedas de los países integrantes de la Eurozona, eliminándose así determinados riesgos como el de tipo de cambio que afectaban con anterioridad a la misma. En todo caso y como se verá posteriormente, la probabilidad de que un fallo en la UEM pudiera reintroducir un riesgo de tipo de cambio de uno de sus Estados miembros tendría que contemplarse dada la experiencia ocurrida de los últimos años y explicada con más detalle en el apartado 2.4.2.

La formulación de este último riesgo incluye un componente adicional de aversión al riesgo en los agentes económicos que puede afectar a la prima de riesgo soberana estudiado por autores como Favero *et al.* (1997) y Schuknecht *et al.* (2008). Más recientemente, Bernoth y Erdogan (2012) concluyen que con anterioridad al comienzo de la última crisis, los cambios en los diferenciales de los tipos de interés se atribuían a modificaciones en las variables macroeconómicas fundamentales. Sin embargo, desde un poco antes (año 2006) del inicio de dicha crisis, junto al deterioro de la posición fiscal de los gobiernos europeos, la aversión al riesgo de los inversores se empieza a considerar como uno de los principales determinantes de la evolución de la prima de riesgo.

Una vez expuestos los principales componentes de riesgo asociados a la prima de riesgo soberana, se estudiarán en el siguiente apartado las diferentes variables que han sido identificadas como relevantes a la hora de cuantificar la probabilidad de que un país pague su deuda, y que afectan por lo tanto al rendimiento de los bonos soberanos esperado por los inversores.

2.3.2. Factores determinantes de la prima de riesgo

Dado que la prima de riesgo soberana por definición es un diferencial o *spread* de tipos de interés de deuda pública, se deben analizar cuáles son los determinantes de los mismos tanto de forma conjunta (es decir, como diferencial), como individual.

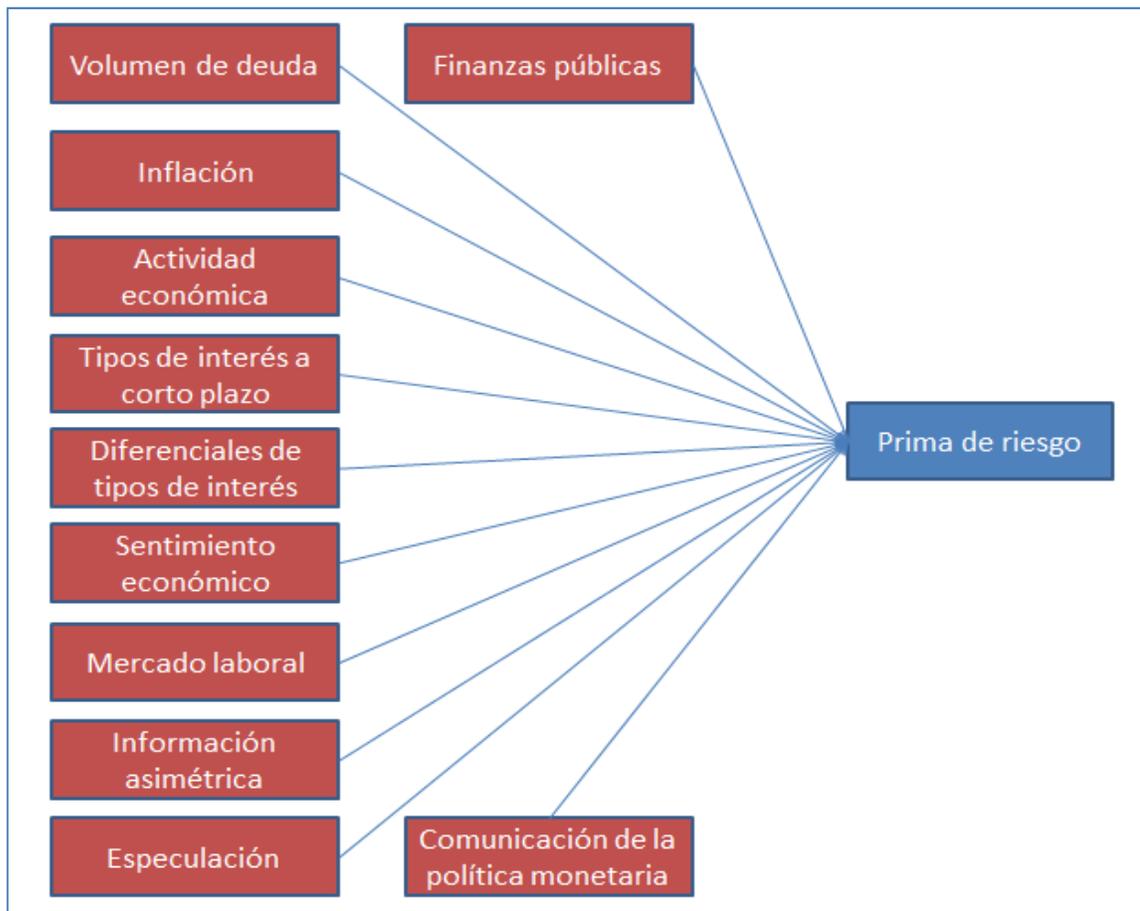
El estudio de los determinantes de la prima de riesgo soberana es realizado de forma generalizada con los bonos públicos de diversas economías (Bernanke, 1990; Eichengreen y Mody, 1998) o, dentro un mismo país, analizando las rentabilidades de la deuda pública de regiones frente a la del Estado central (Schulz y Wolff, 2009).

En el caso de España, el estudio de la prima de riesgo soberana ha cobrado si cabe una mayor importancia debido al creciente incremento de la deuda pública del país con respecto al PIB, ratio que en el último período contemplado en esta Tesis (2º trimestre de 2012) ascendía al 75,95%⁴¹, el valor más alto de la serie temporal empleada.

A continuación se realiza una revisión sistemática de los trabajos que abordan el estudio de los factores que influyen en la determinación de las primas y que tendrían cabida mayormente dentro del que se ha denominado “riesgo de impago”, y todo ello poniendo especial énfasis en el caso español y europeo. En la figura 3 se sintetizan dichos determinantes, que a continuación se tratan con más detenimiento.

⁴¹ Este valor se ha incrementado hasta alcanzar en el cuarto trimestre de 2014 un valor del 97,7% sobre el PIB. Ver <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/a1107.pdf>. Acceso el 22 de marzo de 2015.

Figura 3. Determinantes de la prima de riesgo



Fuente: Elaboración propia.

Se mencionaba anteriormente que, de forma general y siguiendo a Knight (1921), la prima de riesgo es la compensación extra que exigen los inversores por mantener un activo que conlleva no solo un riesgo medible, sino también un componente de incertidumbre difícilmente cuantificable.

Igualmente se veía antes que la puesta en marcha del euro así como el establecimiento de la Unión Monetaria Europea y del Banco Central Europeo en 1999 marcan un hito en el análisis de los factores que influyen en las primas de riesgo en Europa, y de este modo, dependiendo de la fecha del análisis, se mencionan unos

factores u otros. En todo caso, si bien esta Tesis se centra en la situación actual del Área Euro, merecerán asimismo consideración estudios que abordaron previamente esta temática y que pudieran ser de interés.

Bajo estas premisas y dentro de ese riesgo anticipable y medible, diversos autores han estudiado las variables que de una forma u otra podían determinar el valor de la prima en el marco del riesgo de impago mencionado anteriormente. Desde el punto de vista teórico tendría sentido pensar que las *finanzas públicas* y la estabilidad presupuestaria de un país, así como la percepción de su capacidad de responder a su compromiso de pago de deudas, influirán en los niveles de tipos de interés que se exigirán a los títulos que emita (Schuknecht *et al.*, 2008). Como ejemplo, Ardagna *et al.* (2004) usan un panel de 16 países de la OCDE en varias décadas y a través de modelos estáticos y dinámicos encuentran un efecto positivo de los déficits primarios en sus economías en relación con sus tipos de interés a largo plazo. Por su parte, Haugh *et al.* (2009) profundizan en el análisis de las primas de riesgo en el Área Euro, incidiendo también en factores fiscales de los países como elemento a considerar a la hora de analizar los incrementos en los *spreads*.

Barbosa y Costa (2010) indican que los incrementos de las primas de riesgo en la Unión Europea durante la última crisis económica se debieron inicialmente a diferenciales de liquidez para posteriormente reflejar factores de riesgo de crédito específicos de los países, en particular aquellos que presentaban situaciones de déficit público elevado, los cuales, especialmente durante los primeros meses del 2010, se vieron afectados por una aversión al riesgo generalizada en los mercados financieros. Düllmann y Windfuhr (2000) en su análisis del *spread* de los bonos italianos ya destacaban la influencia de la liquidez así como otros factores coyunturales de este momento, como el impacto de la crisis asiática, para finalmente señalar que dicho *spread* es causado principalmente por diferencias en el riesgo de *default* entre los dos países de los que toman los rendimientos de la deuda para calcular la prima.

Schuknecht *et al.* (2008) se centran en las primas de riesgo soberanas pagadas por los gobiernos centrales en Europa y a nivel regional intra-país en Alemania, España

y Canadá, estudiando para el caso europeo cómo se vieron afectadas dichas primas por la introducción del euro así como la relación entre los tipos de interés de cada uno de los gobiernos centrales en relación a los pagados por la deuda emitida por cada una de las regiones respectivas. Los autores señalan a los *niveles de deuda* y déficits de cada uno de los países como factor relevante de cara a la fijación de los *spreads* a partir de la Unión Europea, no así con anterioridad, donde estos factores no tenían apenas incidencia, como se puede comprobar en Favero *et al.* (1997).

Un análisis similar lo encontramos en Schulz y Woff (2009), que estudian la rentabilidad de los bonos de los *länder* alemanes con respecto al *bund* a través del estudio de las diferencias en la deuda per cápita de los mismos, en la liquidez de sus bonos (desviación típica de la rentabilidad de los bonos de los Estados frente al *bund*) y en el grado de aversión al riesgo (medido a través del *spread* entre la rentabilidad de bonos corporativos BBB con respecto a la rentabilidad de la deuda del Tesoro de Estados Unidos). Bernoth *et al.* (2012) por su parte analizan los bonos soberanos de países europeos y encuentran impacto en los mismos de medidas encaminadas al control de la deuda pública y los déficits.

Jacoby y Shiller (2007) por su parte postulan a la *inflación* de un país como uno de los factores determinantes en cuanto a la variación en los tipos de interés (todo ello ligado a la teoría de Fisher) tomando como datos cinco emisiones de bonos de renta fija en EEUU referenciados a la inflación (*US Treasury Inflation-Protected Securities* o TIPS) emitidos desde 1997 hasta 2001 y con vencimiento a 10 años. Su trabajo apunta a que los cambios en los tipos de interés nominales y en el *spread* deberían estar relacionados con la tasa de inflación esperada; de hecho, sugieren utilizar el diferencial de los TIPS y los rendimientos de los bonos soberanos del país como *proxy* de dicha tasa.

El Índice de Producción Industrial (IPI) –el cual es un indicador que mide la variación mensual de la actividad en las industrias extractivas, manufactureras y de producción y distribución de energía eléctrica, agua y gas– podría usarse como *proxy* del ciclo y la *actividad económica* coyuntural, y su papel en lo relativo a la prima de riesgo

vendría dado por el hecho de que, de acuerdo con varios autores (Geyer *et al.*, 2004; Arghyrou y Kontonikas, 2010), cuanto mayor sea su crecimiento, más expectativas hay de que disminuya el *spread*.

En este sentido, y dentro del estudio del impacto que la última crisis económica ha tenido en las primas de riesgo soberanas, Mody (2009) señala factores comunes en los determinantes de los *spreads* durante el comienzo de la crisis de los mercados financieros en la segunda mitad del 2007 y comienzos del 2008, cuando se produjo una aversión al riesgo generalizada en los mercados. Posteriormente, a partir de los problemas del banco Bearn Stearns a mediados de marzo de 2008 los diferentes grados de vulnerabilidad de los mercados financieros sectoriales contribuyeron a la diferenciación del comportamiento de las primas de diferentes países.

Krugman (2012), por su parte, analiza las previsiones de recuperación económica, tomando como referencia la expectativa de evolución de la rentabilidad de los bonos americanos a 10 años, concluyendo que la rentabilidad de los bonos a largo plazo dependería de la percepción de los inversores sobre subidas que pudieran darse en los *tipos de interés a corto plazo*.

Los *diferenciales de interés entre la deuda pública y deuda privada* por su parte son identificados también como uno de los factores que afectan a la prima de riesgo soberana. Athanassakos y Carayannopoulos (2001) analizan los *spreads* entre deuda privada y deuda pública de EEUU desde 1990 hasta 1996, encontrando una relación directa entre el riesgo de *default* de los valores (medidos por los *ratings* de la agencia de calificación Moody's) y dichos *spreads*. En su estudio también señalan la cantidad de deuda como *proxy* del riesgo de quiebra (mejor que la liquidez), lo cual afectaría al rendimiento de los bonos. Igualmente apuntan que la inflación está directamente relacionada con dichos *spreads*.

Dentro del estudio de los componentes de estos diferenciales, De Andrés (2004) realiza un análisis de la curva de rendimientos en el mercado de la deuda pública española para el periodo 1993-2004. Primeramente analiza las relaciones de

cointegración en las TIR de los bonos y obligaciones del Estado a través de la metodología de Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1998), encontrando dos factores estocásticos como determinantes de las variaciones de tipos de interés. A través de un posterior análisis factorial concluye que el primero de ellos explicaría un 87% de la varianza de los tipos de interés, incrementándose a un 97% con el segundo, con lo que demostraría que con dos factores podría explicarse su evolución.

Hasta aquí se estudia el impacto que los determinantes fundamentalmente económicos tienen en la prima de riesgo soberana. En los últimos años comienza a existir un análisis de los *spreads* del rendimiento de la deuda soberana que pone la atención en otros factores aparte de estos ya mencionados. Como se adelantaba en la introducción del capítulo, García y Werner (2013) señalan tres tipos de factores que impactan en la prima de riesgo de los bonos soberanos en el Área Euro, a saber, indicadores de actividad económica, de *sentimiento económico* (entre los que se incluye el ESI) y de condiciones de *mercado laboral*, los cuales explicarían conjuntamente un 85% de la variabilidad de la prima durante la crisis y un 50% antes de ella. A través del análisis de más de 130 series macroeconómicas que demuestran el poder predictivo de estos factores es estadística y económicamente significativo, viéndose afectado el mismo por la aparición de un proceso de segmentación entre países (*core* versus periféricos).

En otro orden de cosas, Haugh *et al.* (2009) señalan, ante su incapacidad para poder explicar los movimientos en las primas de riesgo soberanas de Grecia y Francia en los últimos datos de la serie, como potenciales causas de su evolución la existencia de *información asimétrica* (especialmente para explicar los elevados *spreads* en países pequeños), la exposición a los mercados financieros y efectos derivados de los niveles de los tipos de interés y el tamaño de las economías. Según dichos autores, estas variables desempeñarían un papel importante en los últimos incrementos de las primas de riesgo de los países más pequeños de la Unión, adicionales a los asociados con la liquidez, en contraste con los resultados más robustos encontrados para el resto de países.

Las noticias (económicas o políticas) negativas respecto a cualquier país pueden generar incertidumbre y esto hace que los inversores, que son adversos al riesgo, modifiquen sus carteras huyendo hacia aquellos activos considerados menos arriesgados. En esta línea, Baek *et al.* (2005) ofrecen evidencia de que la prima de riesgo soberana depende, además de las variables económicas fundamentales, de la actuación de los agentes que intervienen en los mercados financieros. Los países que apenas presentan cambios en las variables fundamentales, pueden ver aumentada tal prima debido a los cambios experimentados en dichos mercados, por la actuación de los inversores. Más concretamente, dentro de estas actuaciones, la **especulación** de los inversores sería un determinante importante de la prima de riesgo, ya que en situaciones de incertidumbre buscan el beneficio adecuando sus carteras a aquellas opciones que les permitieran sacar una mayor rentabilidad. También se establece que los cambios en dicha prima causados por la especulación en los mercados, no afectan a las calificaciones de deuda soberana de los Estados, ya que éstas se basan en la evolución de las variables macroeconómicas fundamentales, justificándose así la divergencia que se produce en ocasiones entre las calificaciones de la deuda y la evolución de la prima de riesgo.

Adicionalmente, y dentro de los efectos de factores no puramente económicos, merece destacarse en cuanto a la evolución de los *spreads* en la Unión Europea la **comunicación de la política monetaria** a seguir por parte del Banco Central Europeo a través del Presidente de su Consejo de Gobierno. El 26 de julio de 2012, con máximos en las primas de riesgo europeas correspondientes a los países denominados “periféricos”, Mario Draghi, presidente del BCE, afirmó que “El BCE hará lo necesario para sostener el euro. Y créanme, eso será suficiente”⁴². Su mensaje incluía la posibilidad de intervenir en los mercados de deuda, advirtiendo de que esta actuación (un acercamiento del BCE a un papel de prestamista de último recurso) "sería suficiente"

⁴² Si bien las series temporales analizadas en este estudio terminan en el segundo trimestre de 2012, parece necesario realizar la mención a las palabras de Mario Draghi por el efecto inmediato que tuvieron en la bajada de la prima de riesgo de las economías europeas, especialmente las “periféricas” entre las que se encuentra España. Diario *El País*, 26 de julio de 2012.

Disponible en:

http://www.economia.elpais.com/economia/2012/07/26/actualidad/1343298454_662169.html. Acceso el 14 de marzo de 2015.

para garantizar la irreversibilidad del euro. Poco después, el gobernador del BCE daba carácter oficial a estas declaraciones avanzando que el organismo emisor estudiaba fórmulas para garantizar la sostenibilidad de la deuda soberana de la Eurozona. A raíz de este anuncio, la tensión sobre la deuda española e italiana a diez años se relajó paulatinamente, llegando a bajar 139 puntos básicos (un 25%) en una semana. De igual forma, a partir de esos primeros anuncios, cualquier declaración que implicase ambigüedad y/o condicionalidad en lo relativo a posibles actuaciones del BCE en los mercados secundarios de deuda de los países periféricos, se tradujo en incrementos puntuales del diferencial, evidenciando la capacidad que este tipo de comunicaciones tiene en la evolución de las primas.

Resulta de esta forma ciertamente paradójico cómo elementos de tipo cualitativo como la comunicación de una medida, sin mediar actuación alguna en los mercados, es capaz de producir movimientos tan pronunciados en las primas de riesgo. En este sentido, el papel de la confianza en la actuación del BCE tuvo un papel decisivo en el movimiento de dichas primas poniendo en entredicho el papel que otros factores más puramente de coyuntura económica pudieran desempeñar en su comportamiento.

2.4. Evolución de la prima de riesgo soberana: perspectiva a largo plazo

Analizados los componentes y determinantes de la prima de riesgo, se procede a continuación a profundizar en su evolución.

La serie de la prima de riesgo soberana utilizada en esta Tesis ha sido elaborada como el diferencial de los rendimientos trimestrales de la deuda pública alemana y española a diez años en mercados nacionales, abarcando desde el cuarto trimestre del año 1990 hasta el segundo trimestre del 2012, ambos incluidos.

Desde el punto de vista metodológico, en primer lugar se efectuará una descripción de la serie, que posteriormente será analizada mediante pruebas de raíces unitarias tal y como se procedió con el ESI. Este análisis se realiza mediante diversos

métodos econométricos y contempla modelizaciones que incluyen rupturas estructurales, dado que durante el horizonte temporal elegido, 1990-2012, se experimentaron una suerte de acontecimientos económicos a nivel español e internacional que pudieron alterar el nivel y/o la tendencia de la serie, afectando por lo tanto a su grado de estacionariedad. Este estudio se presenta de forma resumida exponiendo los resultados finales, pudiéndose consultar los detalles del mismo en los Anexos A y B para las pruebas sin y con rupturas, respectivamente.

Como se vio anteriormente, el periodo analizado comprende diversos momentos y situaciones de relevancia para la economía española y europea, desde la firma del tratado de Maastricht en 1992 hasta la creación de la moneda única y del BCE en 1999. Igualmente en este periodo han tenido lugar diferentes coyunturas económicas, desde episodios de crecimiento continuado, hasta épocas de recesión como la que se manifiesta en los últimos datos de la serie estudiada.

Si bien los valores originales están obtenidos de las series del Banco de España en formato mensual, el análisis de las mismas se realizará con sus valores “trimestralizados” para facilitar la realización de posteriores análisis de cointegración con otras variables que poseían dicha periodicidad, entre las cuales figuran la deuda pública/PIB y la tasa de desempleo, no disponibles en formato mensual.

2.4.1. Análisis descriptivo

La preocupación por la prima de riesgo hay que considerarla en los países del Área Euro en el marco de la UEM. En el proceso de construcción de la UEM se han registrado períodos en los que se dieron circunstancias especiales o atípicas que pudieron, como tales, haber afectado al comportamiento de dicha prima. Así, como ejemplo de factores contingentes asociados a dicho proceso, se podría mencionar las extraordinarias dificultades específicas que ha venido experimentando la economía griega desde el estallido de la crisis de 2007 hasta la actualidad, que situaron al país

heleno al borde del *default* y expusieron al Área Euro al riesgo de contagio y a una crisis de confianza, presionando al alza a las primas de riesgo del conjunto de la UEM.

La UEM⁴³ se puso en marcha con el Tratado de la Unión Europea (denominado coloquialmente Tratado de Maastricht), que fue firmado el 7 de febrero de 1992 y entró en vigor el 1 de noviembre de 1993. Dicho Tratado preveía su establecimiento en tres etapas:

- Etapa n°1 (del 1 de julio de 1990 al 31 de diciembre de 1993) que establecía la libre circulación de capitales entre los Estados miembros. El 1 de julio de 1990 se liberalizaron de forma completa los movimientos de capitales entre todos los países, entrando en vigor el Tratado de la Unión Europea el 1 de noviembre de 1993, momento en el que verdaderamente comenzaron los preparativos de la UEM.
- Etapa n°2 (del 1 de enero de 1994 al 31 de diciembre de 1998) que determinaba la convergencia de las políticas económicas de los Estados miembros y el refuerzo de la cooperación entre sus bancos centrales nacionales. Se establecieron unos criterios de convergencia obligatorios para los países que quisieran adoptar el euro como moneda única los cuales hacían referencia a los siguientes aspectos:
 - a) la estabilidad de precios
 - b) la situación de las finanzas públicas
 - c) la participación en el mecanismo de cambio del Sistema Monetario Europeo
 - d) la convergencia de los tipos de interés.

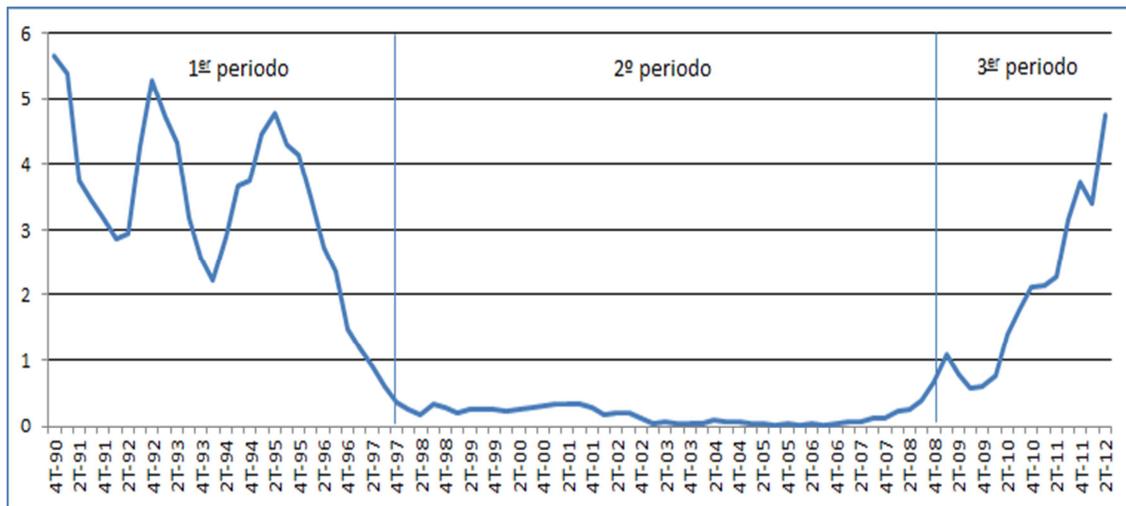
El tipo de interés a largo plazo de un Estado miembro candidato a la introducción del euro se compararía con un valor de referencia calculado como la media del tipo de interés a largo plazo de los tres Estados miembros de la UE con los

⁴³ En junio de 1988 el Consejo Europeo confirma el objetivo de lograr una Unión Económica y Monetaria (UEM). Para ello constituye un comité, presidido por el entonces presidente de la Comisión Europea, Jacques Delors. El comité estaba formado por los gobernadores de los bancos centrales nacionales de los países de la entonces Comunidad Europea (CE); Alexandre Lamfalussy, director general del Banco de Pagos Internacionales (BPI); Niels Thygesen, catedrático de Economía danés, y Miguel Boyer, presidente del Banco Exterior de España. Fruto de la labor del comité nace el denominado Informe Delors que propuso que la Unión Económica y Monetaria se alcanzase en tres fases. Ver <https://www.ecb.europa.eu/ecb/history/emu/html/index.es.html>. Acceso el 17 de febrero de 2015.

mejores resultados en materia de estabilidad de precios. Para cumplir este criterio el tipo promedio de interés nominal a largo plazo del Estado miembro candidato no debería sobrepasar en más de un 2% al valor de referencia.

- *Etapa n°3* (en curso de realización desde el 1 de enero de 1999) que establecía la introducción progresiva del euro como moneda única de los Estados miembros y la aplicación de una política monetaria común bajo la responsabilidad del BCE. El paso a esta etapa se supeditó a la consecución de un elevado grado de convergencia duradera, que se evalúa conforme a un determinado número de criterios objetivo definidos en el Tratado.

Gráfico 9. Periodos identificados en la evolución de la prima de riesgo española



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre del 2012.

Por otra parte, el análisis de la serie de la prima de riesgo soberana en el periodo temporal elegido en nuestra Tesis (1990-2012) muestra, como se puede observar en el gráfico 9, tres periodos que posteriormente se confirmarán con un análisis econométrico

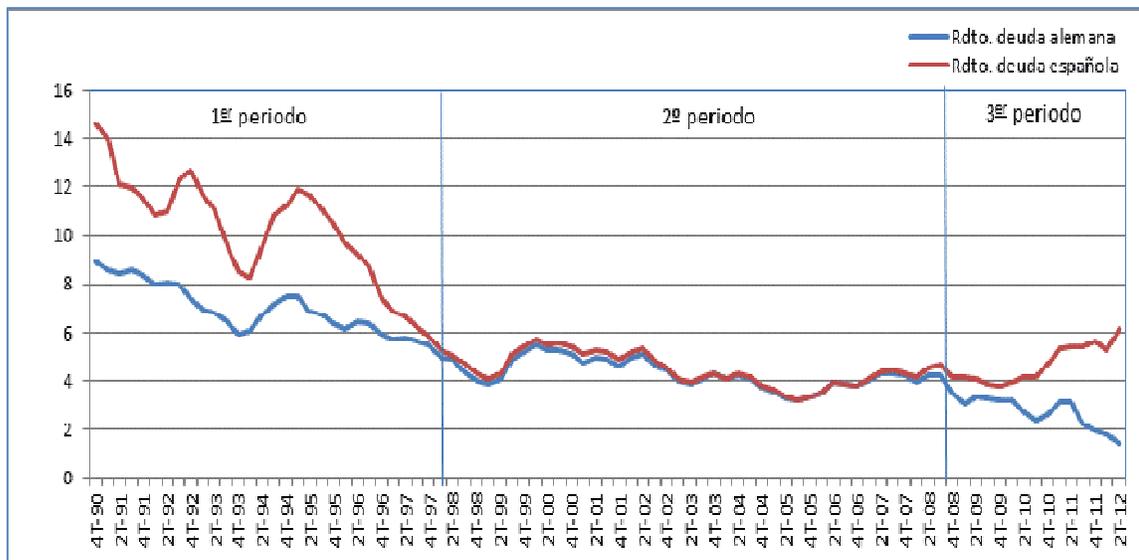
de raíces unitarias teniendo en cuenta rupturas estructurales y que se describen a continuación:

- 1^{er} periodo (1990-1997): Se caracterizaría por una progresiva bajada en el *spread*. La serie parte de un valor de 566 puntos básicos de diferencial en el cuarto trimestre de 1990, la mayor de la serie analizada, para posteriormente ir reduciendo su cuantía hasta el año 1997, en donde la serie comienza un periodo de estabilización.
- 2^o periodo (1998-2008): Durante el mismo, el *spread* mantiene una estabilidad en su valor, siendo la media de tan solo 17 puntos básicos de diferencial.
- 3^{er} periodo (2009-2012): Muestra una clara tendencia ascendente hasta finalizar la serie en 474 puntos básicos en el segundo trimestre de 2012.

Estos tres periodos deberían estar asociados con puntos de ruptura o *outliers*, que se determinarían mediante la realización de test de raíces unitarias que incluyan la detección de rupturas estructurales.

Antes de llevar a cabo estas pruebas y para entender mejor la evolución de la prima de riesgo soberana, parece necesario estudiar el comportamiento individual de las variables que componen la misma, esto es, los rendimientos de la deuda pública española y alemana a 10 años.

Gráfico 10. Evolución de los rendimientos (en %) de la deuda soberana española y alemana a 10 años en trimestres



Fuente: Elaboración propia a partir de datos tomados de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre de 2012.

En el gráfico 10 se puede observar la trayectoria de dichos rendimientos, así como los tres periodos identificados anteriormente, si bien ahora se puede apreciar el comportamiento de las variables, tanto por separado como en relación una a la otra, lo cual nos permite completar la explicación dada anteriormente:

- *1^{er} periodo* (1990-1997): Se caracterizaba por una progresiva bajada en el diferencial, que vemos ahora descompuesto en sus variables respectivas de tipos de interés. Como se puede apreciar en el gráfico 10, las dos variables, en un inicio separadas, comienzan un proceso de evolución más o menos acompasado, para ir convergiendo progresivamente a partir de 1995 y reduciéndose al mínimo su diferencial desde 1997.

Este acercamiento detectado a partir de 1995 coincidiría en el tiempo con la segunda etapa definida en el Tratado de Maastricht para el establecimiento de una

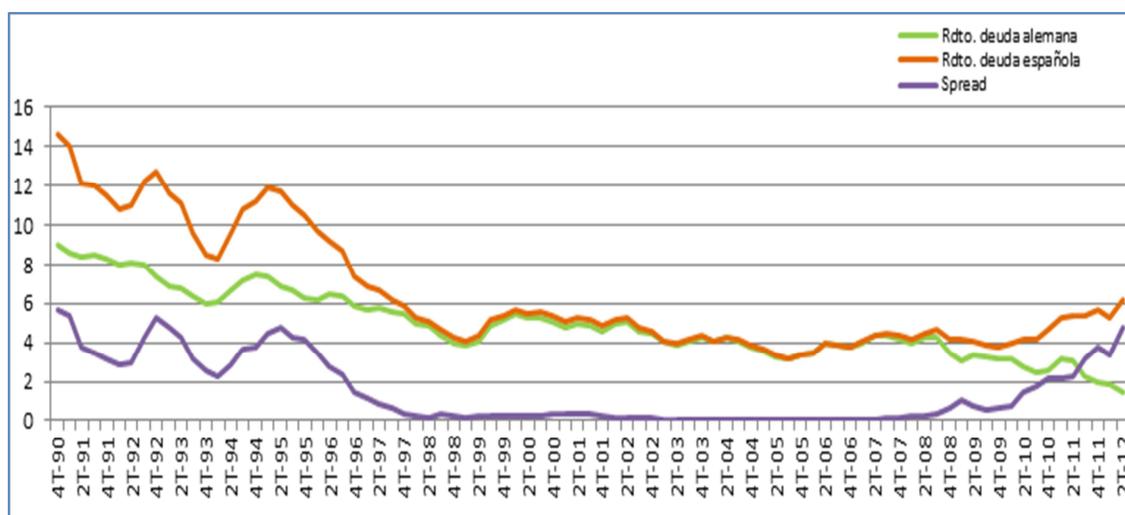
moneda única. Como se ha dicho anteriormente, dicho periodo comenzaba el 1 de enero de 1994 y establecía un proceso de convergencia de las políticas económicas de los Estados miembros hasta la creación del euro y del BCE en 1999.

- 2º periodo (1998-2008): Durante el mismo podemos observar que los dos rendimientos evolucionan prácticamente de forma similar y estable, para comenzar de forma tímida a separarse en el año 2008.

- 3º periodo (2009-2012): La evolución de los tipos de interés se muestra claramente divergente: mientras la variable de rendimiento alemana sigue una trayectoria descendente, marcando un mínimo en la serie histórica en el último valor (2T-12) al presentar un tipo del 1,42 %, la española empieza una tendencia ascendente hasta finalizar la serie en un 6,17%, pero lejos, eso sí, de su máximo rendimiento alcanzado en el cuarto trimestre de 1990 con un 14,62%. Se puede apreciar de esta forma que el valor elevado del *spread* en los últimos años de la serie incorpora, adicionalmente a una subida del rendimiento del bono español⁴⁴, una importante bajada del tipo del bono alemán, en mínimos en la serie histórica analizada.

⁴⁴ La media del rendimiento de la deuda soberana española a 10 años en la serie estudiada fue del 6,44 %, esto es, 28 puntos básicos de diferencia superiores al valor de cierre de la serie en este tercer periodo identificado.

Gráfico 11. Evolución de los rendimientos (en %) de las deudas soberanas española y alemana y del *spread* a 10 años



Fuente: Elaboración propia a partir de datos tomados de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre del 2012.

Ya en el gráfico 11 se pueden apreciar los tres periodos mencionados anteriormente con las series expuestas de forma conjunta. Como se ha señalado, estos valores podrían incluir *outliers* que modificasen la estacionariedad tanto de las series de rendimiento individuales como de la prima de riesgo soberana, con las implicaciones correspondientes. Para ello en el apartado 2.4.3 se llevarán a cabo las pruebas econométricas oportunas. Igualmente, a continuación se analiza de forma teórica la particularidad que supone que la prima de riesgo española se encuentre inmersa en el contexto de una Unión Monetaria.

2.4.2. Evolución de la prima de riesgo soberana en la Unión Monetaria

Desde un punto de vista teórico y siguiendo el planteamiento analítico de De Grauwe (2011), en lo que se refiere a la prima de riesgo desde la entrada de España en

la UEM, cabe establecer una diferencia entre deuda soberana de miembros y no miembros de una unión monetaria a la hora de evaluar el riesgo de incumplimiento que los mercados financieros atribuyen a la deuda soberana de un país. Por ejemplo España, como país miembro de una unión monetaria, emite deuda en una moneda sobre la cual no tiene control. Esto hace que los mercados financieros tengan una enorme capacidad para imponer su visión acerca de la dinámica que debe seguir la deuda a los países miembros de una unión monetaria, como el nuestro.

Este mismo autor argumenta que en una unión monetaria los países se vuelven vulnerables a movimientos de desconfianza que pueden desencadenar una profecía que se cumple por si misma (el país se vuelve insolvente porque los mercados temen su insolvencia). Con la particularidad de que esta mayor vulnerabilidad limita (prácticamente elimina) el margen de maniobra de los países miembros de dicha unión para aplicar políticas presupuestarias anticíclicas.

Si se traslada este planteamiento al caso español, nos encontramos con que la desconfianza de los mercados financieros hacia la solvencia del país aumentaría la probabilidad de incumplimiento, con lo cual podría concluirse que en un marco teórico de equilibrios múltiples, los mercados empujarían a España a un mal equilibrio, caracterizado entre otras cosas por altos tipos de interés, deflación y elevados déficit públicos.

Por el contrario, este planteamiento no sería aplicable a los países que pueden emitir deuda en su propia moneda. Concretamente, en un país con moneda propia esta cadena de efectos no ocurre porque la desconfianza generada por un déficit más alto pone en marcha un mecanismo estabilizador que se activa fundamentalmente a través de la depreciación de su moneda y que, entre otras cosas, contribuye a que esa economía obtenga resultados distintos en materia de crecimiento e inflación, dos variables que influyen en la percepción sobre la solvencia de los gobiernos.

De acuerdo con esta perspectiva, De Grauwe concluye que España, como país miembro de la UEM, se enfrentaría a problemas semejantes a los de las economías

emergentes que para captar financiación se ven forzadas a emitir deuda en moneda extranjera. De ahí que revista interés el análisis del papel de las variables económicas fundamentales en los países emergentes. En este sentido, Aizenman *et al.* (2013) destacan la importancia relativa para este tipo de países de factores tales como los desequilibrios fiscales, la inflación, la deuda externa o la apertura exterior, en la evolución de los *spreads* de los CDS⁴⁵ durante el periodo 2004-2012.

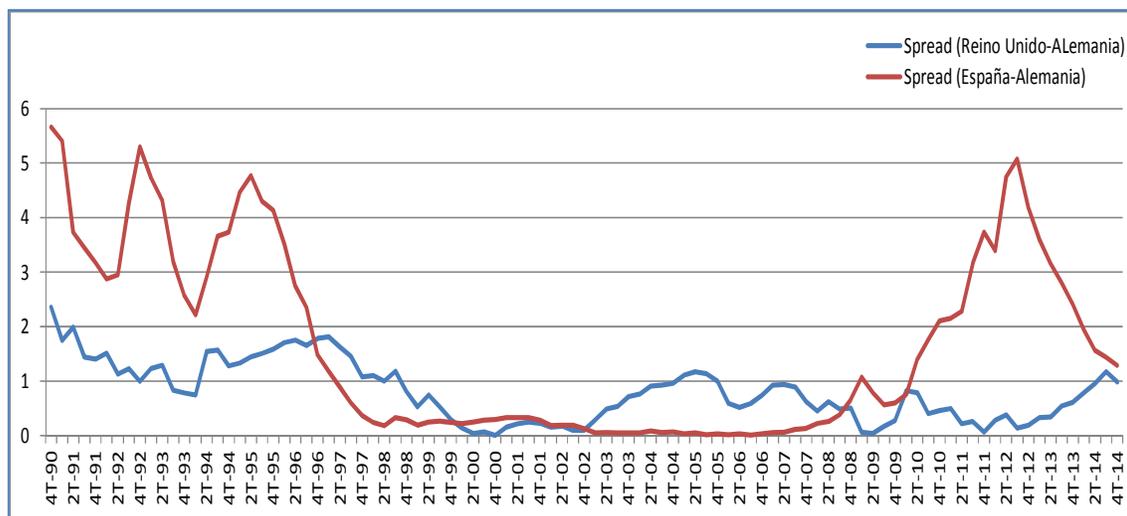
A efectos de ilustrar la especial vulnerabilidad de un país que forma parte de una unión monetaria, De Grauwe (2011) compara la evolución de la prima de riesgo de la deuda del Reino Unido (ejemplo de economía que no forma parte de la UEM) con la de la española. Teniendo eso en cuenta en el gráfico 12 se observa cómo en el período previo al cumplimiento de los criterios de Maastricht⁴⁶, la prima de riesgo de la deuda soberana británica se encuentra en su mayor parte más baja y menos volátil que la de la española, reflejando básicamente el menor riesgo de cambio existente en dicho periodo. Posteriormente, esta situación se invierte y desde la creación del euro⁴⁷ hasta 2008, durante la mayor parte del tiempo la prima de riesgo del Reino Unido se sitúa por encima de la española.

⁴⁵ Los CDS, o *Credit Default Swaps*, son derivados de crédito que actúan como seguros para cubrir las potenciales pérdidas ocasionadas por la disminución del valor de obligaciones de pago de emisores públicos o privados que actúan como subyacente.

⁴⁶ Correspondiente al final de la segunda etapa del Tratado de Maastricht, que terminaba el 31 de diciembre de 1999.

⁴⁷ El euro se introdujo en los mercados financieros mundiales como moneda el 1 de enero de 1999.

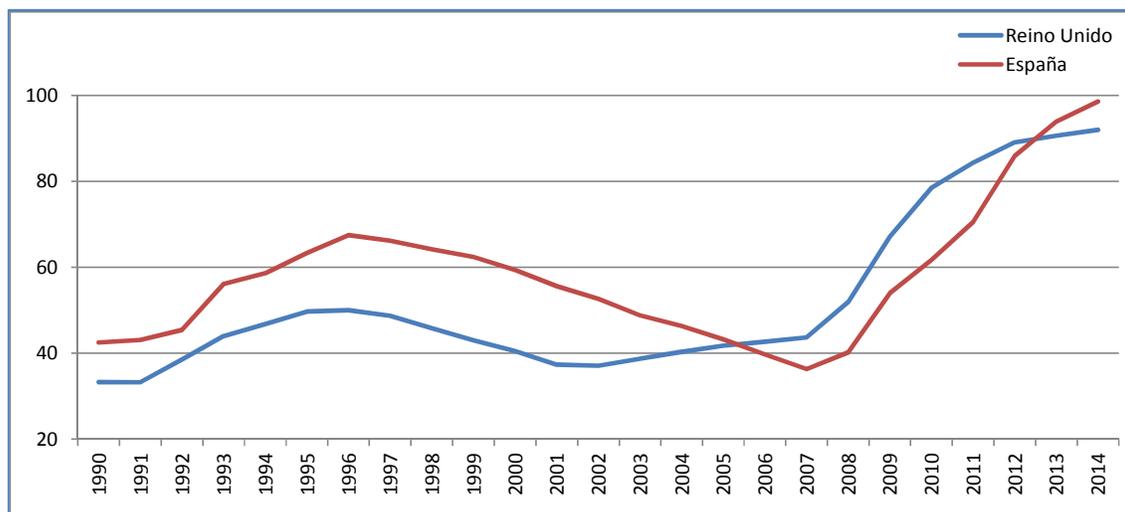
Gráfico 12. Spreads en España y en el Reino Unido



Fuente: Elaboración propia a partir de datos tomados de la página web del Banco España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html> Acceso el 14 de marzo de 2015.

No obstante, lo que viene a reforzar la hipótesis de De Grauwe es la evolución divergente de las primas de riesgo a partir de 2009, cuando la de la deuda española crece ininterrumpidamente situándose muy por encima de la británica, hecho éste que pudiera parecer un tanto paradójico si se comparan los niveles de deuda pública de ambos países (gráfico 13). En concreto, *grosso modo*, desde finales de 1996 hasta 2006, la prima de riesgo soberana española es inferior a la británica, mientras que a lo largo de ese período la ratio deuda pública/PIB es mayor en el caso español. Esta tendencia se invierte a partir de finales del 2008, cuando la prima de riesgo española se dispara por encima de la correspondiente al Reino Unido, a pesar de que el peso de la deuda pública sigue tendencias muy similares y los niveles son más elevados en el caso británico.

Gráfico 13. Ratio deuda pública/PIB en España y en el Reino Unido



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la web del Fondo Monetario Internacional <http://www.imf.org>. *General government gross debt (Percent of GDP)*. Acceso el 14 de marzo de 2015.

De acuerdo con esta perspectiva, la mayor vulnerabilidad de los países miembros de la UEM sería atribuible a factores sistémicos y la corrección de los mismos pasaría por abordar algunos de los problemas de gobernanza a los que se enfrenta la Eurozona. Por ejemplo, el hecho de que el BCE no actúe como prestamista de último recurso con respecto a los Estados Miembros pudiera explicar parte de la desconfianza de la que es objeto la Eurozona. Inevitablemente, cualquier elemento que contribuya a mermar la credibilidad del euro acaba alimentando la especulación en los mercados financieros, con la consiguiente repercusión sobre la prima de riesgo de la deuda soberana de determinados países.

2.4.3. Test de raíces unitarias

Si bien De Andrés (2004) indica que, partiendo de la teoría de expectativas racionales, los tipos de interés individualmente han de ser series I(1), esto es, variables no estacionarias con una raíz unitaria, para confirmar las propiedades del *spread* y de los rendimientos de deuda se llevan a cabo las pruebas de raíces unitarias con y sin la consideración de rupturas estructurales conforme a lo expuesto en el apartado 2.2.

Modelo sin rupturas

El resultado de los test de raíces unitarias⁴⁸ para la variable de la prima de riesgo soberana (en los test, “Spr”) y para los rendimientos individuales (en los test, “Int_Ale” e “Int_Esp”) no considerando la posibilidad de existencia de rupturas estructurales se muestra en la tabla 3⁴⁹.

Tabla 3. Resultados de las pruebas de raíces unitarias sin rupturas estructurales para los rendimientos y la prima de riesgo de riesgo soberana de la deuda pública española

Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS
<i>Spr</i>	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
<i>dSpr</i>	No estacionaria Estacionaria No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
<i>Int_Ale</i>	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
<i>dInt_Ale</i>	Estacionaria Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
<i>Int_Esp</i>	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
<i>dInt_Esp</i>	No estacionaria Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria

Fuente: Elaboración propia.

La *prima de riesgo soberana española* (Spr), se revela como integrada de primer orden de acuerdo con el DFA según el criterio BIC y los test PP y KPSS. En

⁴⁸ Ver anexo A, para ver el detalle de estas pruebas.

⁴⁹ H0: “Existe raíz unitaria” en todos los casos salvo KPSS (donde la hipótesis de raíz unitaria es H1). Nivel de significación = 5%. Criterio BIC (AIC) en 1ª (2ª) fila de los test DFA en la serie del *spread*. El conocido como criterio BIC (criterio bayesiano o de Schwartz) es considerado por algunos autores como más recomendable al requerir menos retardos, especialmente en muestras relativamente pequeñas (Enders, 2010).

cuanto a las series individuales en niveles, cabe señalar que la serie del *rendimiento de la deuda alemana* (Int_Al) se comporta como no estacionaria según el test DFA con el criterio BIC (al que daremos prioridad sobre el AIC –que señala estacionariedad en este caso– al ser más recomendable para series relativamente pequeñas); también el PP y el KPSS indicarían una raíz unitaria (esto es, al diferenciarse una vez la serie pasaría a ser estacionaria). El de la *española* (Int_Es) por su parte apunta ser I(1) de forma unánime en todos los test realizados.

Si bien en este caso se han llevado a cabo las pruebas de raíces unitarias tanto en las variables de forma individual como en la prima de riesgo soberana, como se expone en Pérez *et al.* (2013) sería posible realizar una primera aproximación del grado de estacionariedad de la prima conociendo el orden de sus componentes. De esta forma al ser la serie de la prima de riesgo una combinación lineal de tipos de interés, si dicha serie se identificara como no estacionaria, al menos uno de los rendimientos (el español y/o el alemán) sería una serie no estacionaria, mientras que si se identificara como estacionaria, los tipos de interés individuales deberían ser ambos no estacionarios⁵⁰ o ambos estacionarios.

O lo que es lo mismo, la combinación lineal de dos series con el mismo orden de integración da como resultado una serie con un menor o igual orden de integración (Peña, 2010)⁵¹:

$$\alpha_1 I(d) + \alpha_2 I(d) = I(h \leq d) \quad (2.5)$$

En nuestro caso, tomando la prima de riesgo soberana como variable obtenida a partir de la combinación lineal de procesos no estacionarios I(1), como lo podrían ser los rendimientos individuales de la deuda pública, debería verificarse que:

$$Spr = Int_Es - Int_Al \Rightarrow Spr = I(1) - I(1) = I(h \leq 1) \quad (2.6)$$

⁵⁰ En caso de darse dicha circunstancia, las variables que determinan dicha combinación lineal (esto es, los rendimientos de deuda soberana) cointegrarían (Engle y Granger, 1987).

⁵¹ Y por lo tanto siendo necesario tomar *d* diferencias para transformar las series en estacionarias o I(0).

De esta forma, según lo recién explicado, el grado de integración (h) de dicha prima podría ser igual a 1 (serie no estacionaria) ó 0 (estacionaria). Si este último fuera el caso, los rendimientos de deuda pública a largo plazo de España y Alemania estarían cointegrados, esto es, tendrían una relación estable entre sí. En consecuencia, si tenemos en cuenta que, como se ha podido ver en la tabla 3, la variable de diferencial de rendimientos no se comporta como estacionaria, ello, indirectamente, nos lleva a poder señalar la no cointegración de las variables de rendimientos de deuda alemana y española a largo plazo y la necesaria presencia de una raíz unitaria en alguna de las dos series individuales, o en ambas.

No obstante, como se ha apuntado antes, la eventual existencia de rupturas o *outliers* en las series podría alterar los análisis de estacionariedad efectuados y por ello se pasa a continuación a realizar los correspondientes test que toman en consideración dicha posibilidad.

Análisis con cambios estructurales

Los resultados obtenidos para las tres series estudiadas, tras la realización de las pruebas de raíces unitarias con cambios estructurales, se detallan en la tabla 4⁵².

Tabla 4. Cambios estructurales para los rendimientos y la prima de riesgo soberana de la deuda pública española

⁵² Ver anexo B para más detalles de estas pruebas.

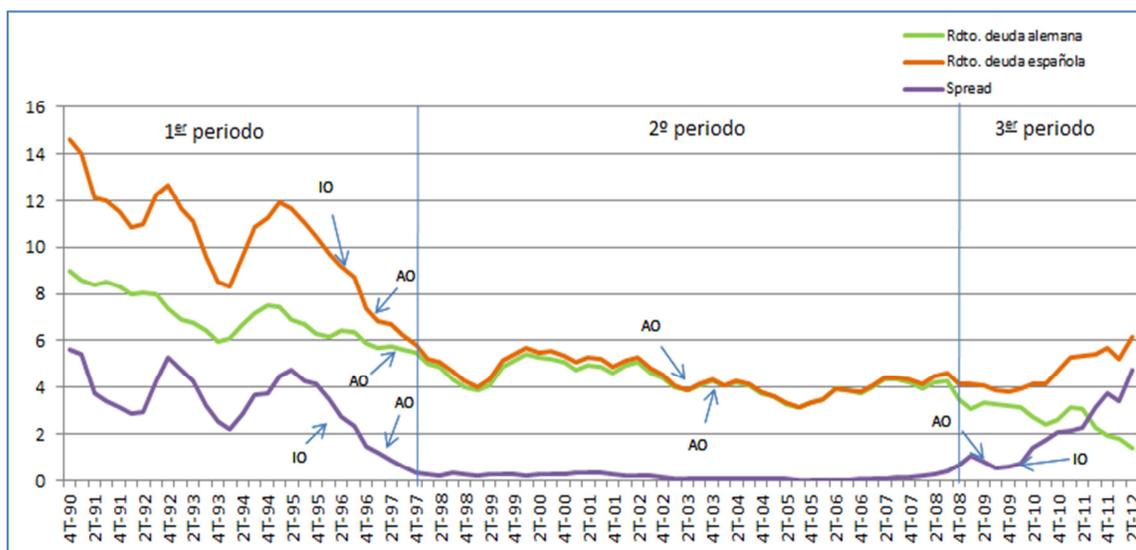
	AO (2)	AO (1)	IO (2)	IO (1)
<i>Spr</i>	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-97 (-3,348)*** 2T-09 (1,991)***		No estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-96 (-0,719)*** 4T-09 (0,722)***	
<i>dSpr</i>		No estacionaria <i>Ruptura:</i> 3T-10 (-0,59)***		
<i>Int_Ale</i>	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-97 (-2,359)*** 4T-03 (-1,349)***			
<i>dInt_Ale</i>			Estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-99 (0,542)** 4T-99 (-0,474)**	
<i>Int_Esp</i>	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-97 (-5,623)*** 2T-03 (-0,808)***			No estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-96 (-1,026)***
<i>dInt_Esp</i>				No estacionaria <i>Ruptura:</i> 2T-96 (-0,180)***

** indica significación al 5% y *** al 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

La representación visual de estos puntos de ruptura identificados en las pruebas se muestra en el gráfico 14.

Gráfico 14. Rupturas estructurales en los rendimientos de deuda soberana y en la prima de riesgo soberana



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre de 2012.

En la serie de la *prima de riesgo soberana* se observa que las rupturas identificadas, tanto en nivel [AO(2)] como en tendencia [IO(2)], mantienen la consideración de no estacionariedad o presencia de una raíz unitaria que se apreciaba en los test sin rupturas, esto es, aun teniendo en cuenta el efecto de los *outliers*, dicha serie no poseería una media y varianza constantes.

Las rupturas estructurales (tanto aditivas como innovacionales) se concentran en esta serie en dos momentos puntuales, uno en torno a 1996-1997 y otro en el 2009. Según se puede apreciar en el gráfico 14, los *outliers* detectados coinciden mayormente en el entorno de las fechas que se habían señalado inicialmente en el análisis descriptivo de la serie como de separación de la primera y segunda etapa, con lo cual lo que se había sugerido a nivel gráfico, tendría su corroboración en los test con rupturas. Como se comentó, la segunda etapa de introducción de la moneda única comenzaba el 1 de enero de 1994 y terminaba el 31 de diciembre de 1998, de modo que por pura lógica podría llevar asociada la existencia de rupturas estructurales (de signo negativo debido a la

bajada de tipos de interés marcada en los criterios de convergencia), que hacen que la serie no vuelva a comportarse (en cuanto a su media y varianza) como lo venía haciendo hasta esa fecha y manteniendo su no estacionariedad.

El otro momento de rupturas identificado en la serie de la prima de riesgo soberana se sitúa en el 2009, coincidiendo con el comienzo de los incrementos experimentados en los rendimientos de deuda pública de economías como la española que se producen en esa etapa. Nuevamente se detectan tanto *outliers* aditivos como innovacionales (esta vez de signo positivo) que reflejan las rupturas que la serie experimenta hasta el último valor de la misma (2T-12), tanto en nivel como en tendencia, pero que no alteran su grado de estacionariedad, y que vienen a confirmar la separación entre la segunda y tercera etapa identificada en el análisis gráfico inicial.

Para buscar las causas de estas rupturas de la prima de riesgo soberana parece lógico acudir al análisis de los *rendimientos de la deuda española y alemana* que la conforman. Ambas series son identificadas por dichos análisis como no estacionarias en niveles (esto es, sin una media y varianza constantes), con independencia de sus *outliers* aditivos e innovacionales correspondientes.

El primer momento de rupturas (tanto aditivas como innovacionales) que identificábamos en la serie de la prima de riesgo soberana se produce en torno a los años 1996 y 1997. La ruptura aditiva de la misma, con signo negativo, encontrada el 1T-97 coincide básicamente en el tiempo con dos rupturas de las mismas características en las series que la componen, a saber, una el 1T-97 en el rendimiento de la deuda española y otra el 2T-97 en el rendimiento de la alemana (ambas con signo negativo igualmente). En este primer periodo de rupturas vemos también que se identifica en la serie de la prima de riesgo una ruptura innovacional el 2T-96. En este caso se puede observar cómo la serie del rendimiento de la deuda española presenta un *outlier* de las mismas características, lo cual explicaría la misma. La presencia de este *outlier* innovacional indicaría un cambio en la tendencia de la serie producido por la necesaria convergencia de tipos de interés que, según vimos, establecía el Tratado de Maastricht como condición

para el establecimiento del euro. Esto es, la etapa de la verificación de las condiciones de convergencia de las economías de los Estados miembros⁵³.

En el segundo de los periodos de ruptura identificados en la serie de la prima de riesgo soberana observamos que tanto el *outlier* de tipo aditivo identificado el 2T-09, como el innovacional detectado el 4T-09, no tienen una correspondencia directa con rupturas localizadas en las series individuales de rendimientos de la deuda, y que, como se puede observar en el gráfico 14, a partir de ese año inician un desdoblamiento que señalaría el fin de la segunda etapa del comportamiento de este diferencial que veíamos al principio. A partir de 2009, la deuda española comenzaría un proceso de incremento de su rendimiento mientras que, por el contrario, la alemana emprende una etapa de descenso.

2.4.4. Resumen de resultados

Como antes se señalaba, un test de raíces unitarias sin tener en cuenta rupturas estructurales podría indicar la no estacionariedad de una serie de forma espuria, esto es, dicha serie podría ser realmente estacionaria, pero, pese a ello, no se rechazaría la no estacionariedad en un primer test sin rupturas por la presencia de *outliers* que, una vez identificados y considerados a través las correspondientes pruebas, permiten establecer el verdadero grado de integración. Todo ello nos lleva a dar así prioridad a la consideración de una serie como estacionaria de darse este resultado en los test sin rupturas (DFA, PP y KPSS) y de no producirse dicho evento, a revisar los resultados de los test con rupturas (CMR y PV).

De esta forma, tomando como regla primaria la preferencia del test DFA si éste indicaba estacionariedad (dando preferencia en dicho test al criterio BIC⁵⁴) y de los test

⁵³ Como se mencionó anteriormente, una de las condiciones fijadas en el Tratado de Maastricht fue la de convergencia económica en materia de tipos de interés a largo plazo, en particular se estableció que el tipo promedio de interés nominal a largo plazo no debía exceder en más de un 2% el de los tres Estados miembros con mejor comportamiento en materia de estabilidad de precios.

de rupturas estructurales cuando el primero apunte no estacionariedad, y como regla secundaria la de cotejar los resultados de los test PP y KPSS para corroborar las valoraciones, se podría confirmar que la serie de la prima de riesgo soberana es no estacionaria con orden de integración I(1), esto es, con una raíz unitaria. Una serie de estas características no mantiene su media y varianza constantes a lo largo del tiempo, al igual que no vuelve a una situación de equilibrio (*mean reversion*) tras la presencia de *outliers* en la misma.

Por su parte la serie del rendimiento de la deuda española sería claramente considerada como no estacionaria de orden 1, mientras que la alemana si bien es considerada como estacionaria en el DFA con el criterio AIC, el resto de los test (con y sin rupturas) la identifican como no estacionaria, con lo que se podría determinar que posee una raíz unitaria. Igualmente vemos de forma general que el grado de estacionariedad de las series que arrojan los test con rupturas *grosso modo* no se ve modificado con respecto al anteriormente obtenido sin rupturas (pese a la detección de *outliers*).

Teniendo en cuenta lo señalado, los dos periodos de ruptura identificados en la serie del *spread* coinciden respectivamente con la etapa de la verificación de las condiciones de convergencia de las economías de los Estados miembros del Área Euro y con los incrementos de deuda producidos tras la última crisis económica. Dados estos factores, la consideración de rupturas innovacionales podría tener sentido puesto que estos hechos repercutirían claramente en la tendencia de dicha serie con un efecto prolongado en el tiempo, si bien no afectarían en la estacionariedad de la misma.

La presencia de una raíz unitaria en la serie de la prima de riesgo soberana contrasta con la estacionariedad que se encontrará para el ESI y que se explica en el apartado 2.5. Como se verá, dicha diferencia en las características de ambas series nos impide en un primer momento la realización de las pruebas de cointegración Engle-Granger y Gregory-Hansen (pruebas que tienen como objetivo verificar la existencia de

⁵⁴ Tal y como se señaló anteriormente, el conocido como criterio BIC (criterio bayesiano o de Schwartz) es encontrado por algunos autores como más recomendable al requerir menos retardos, especialmente en muestras relativamente pequeñas (Enders, 2010).

relaciones a largo plazo, entre variables, y que requieren que ambas series sean no estacionarias y con el mismo grado de integración) que informen acerca de su relación así como la tradicional prueba de causalidad de Granger, que exige que ambas sean estacionarias (Gujarati y Porter, 2010).

De la misma forma y como se verá en el capítulo 3, la presencia de una raíz unitaria en la serie de la prima de riesgo soberana no impedirá continuar analizando las variables económicas fundamentales que pudieran tener relación tanto con la prima de riesgo soberana como con el indicador de confianza ESI, llevándose a cabo, si así fuera el caso, pruebas de cointegración entre aquellas variables señaladas como no estacionarias y con el mismo orden de integración (Engle y Granger, 1987; Enders, 2010).

2.5. Evolución del ESI: una perspectiva a largo plazo

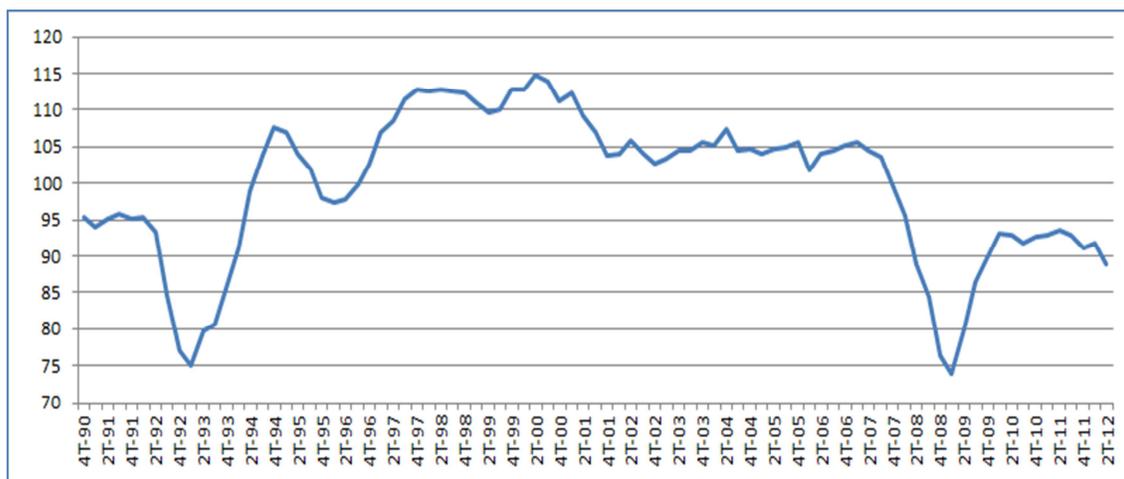
Como antes se adelantaba, la evolución de la prima de riesgo puede verse influida por diversos factores, entre los cuales se señala el sentimiento económico (García y Werner, 2013) que podría variar por el estado de confianza que hubiera en cada momento.

De cara a poder comprobar la veracidad de tal información, de la misma forma que se ha procedido de forma inicial a analizar la serie de la prima de riesgo soberana, a continuación se llevarán a cabo las pruebas correspondientes con la confianza utilizando como *proxy* el índice ESI introducido en el capítulo 1; y así analizar en qué medida ambas pudieran poseer ciertas características que hicieran posible analizar su relación mediante determinadas pruebas de cointegración.

En el gráfico 15 se presenta la variable ESI_Es desde 1990 hasta 2012, pudiendo observarse que la serie se comporta de una forma más o menos estable en el tiempo fluctuando en torno a una media de 100 con excepción de dos periodos situados

entre los años 1992-1993 y 2007-2009, en donde se produce una quiebra o ruptura de la misma⁵⁵.

Gráfico 15. Evolución del ESI_Es



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 14 de abril del 2012.

Modelo sin rupturas

El análisis gráfico realizado anteriormente nos sirve como primera referencia para hacer una evaluación del grado de estacionariedad del ESI, inicialmente sin la consideración de rupturas estructurales.

La tabla 5 muestra los resultados de los test DFA, PP y KPSS⁵⁶, que identifican la serie del ESI mayormente (a excepción del KPSS) como no estacionaria, si bien, como se

⁵⁵ La media de la variable ESI_Es en el periodo estudiado es de 99,74.

⁵⁶ H0: Existe raíz unitaria en todos los casos salvo KPSS (donde la hipótesis de raíz unitaria es H1). Nivel de significación = 5%. Criterio BIC (AIC) en 1ª (2ª) fila de los test DFA. El conocido como criterio BIC (criterio bayesiano o de Schwartz) es encontrado por algunos autores como más recomendable al requerir menos retardos, especialmente en muestras relativamente pequeñas (Enders, 2010). Ver detalle de las pruebas en el anexo A.

comentó anteriormente, sería necesario detectar la presencia de *outliers* que pudieran “encubrir” de alguna forma su verdadero grado de estacionariedad.

Tabla 5. Pruebas de raíces unitarias sin rupturas en la serie ESI_Es

Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS
ESI_Es	No estacionaria No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria
dESI_Es	Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria

Fuente: Elaboración propia.

Análisis con cambios estructurales

De forma similar a como se procedió con la prima de riesgo soberana, en la tabla 6 se muestran los resultados de las pruebas de raíces unitarias en la serie del ESI considerando posibles cambios estructurales⁵⁷.

Tabla 6. Pruebas de raíces unitarias con rupturas en la serie ESI_Es

Variable	Test con rupturas	
	<i>Outlier</i> aditivo	<i>Outlier</i> innovacional
ESI_Es	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-95 (12,014)*** 2T-09 (-12,436)***	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-93 (3,560)*** 2T-07 (-3,584)***
dESI_Es	Sin rupturas	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-07 (-2,387)** 3T-08 (2,516)**

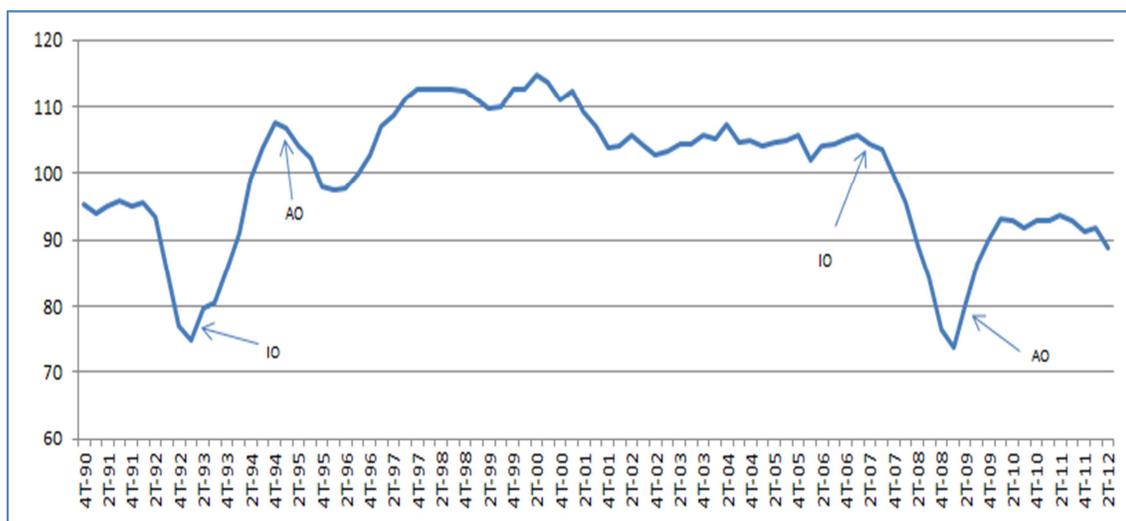
** indica significación al 5% y *** al 1%, respectivamente. *Fuente:* Elaboración propia.

⁵⁷ Ver detalle de las pruebas en el anexo B.

Las rupturas identificadas, que se representan en el gráfico 16, se corresponden en el tiempo con dos periodos concretos. Tanto la primera de carácter aditivo en el 1T-95, como la innovacional en el 2T-93 (ambas de carácter positivo), coinciden con el inicio de la segunda etapa del Tratado de Maastricht (que comenzaba el 1 de enero de 1994)⁵⁸, el cual establecía los criterios de convergencia que se debían cumplir para el establecimiento del euro. De esta forma, la existencia de las rupturas tendría sentido, al incrementarse la confianza en la mejora de la economía española derivada del establecimiento de la moneda única.

Otras rupturas detectadas se sitúan en el 2T-09 (aditiva) y en el 2T-07 (innovacional), ambas de carácter negativo y coincidentes en el tiempo con el periodo de crisis económica.

Gráfico 16. Rupturas estructurales en la variable ESI_Es



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm. Acceso el 14 de abril de 2012.

⁵⁸ Ver apartado 2.4.1.

En definitiva, a la vista de los resultados, la serie ESI Es se podría considerar como estacionaria, eso sí, con dos periodos de rupturas que no harían cambiar la consideración de la serie a largo plazo, esto es, estacionaria con una media y varianza constantes, lo cual, por otra parte, resulta coherente con las características de la construcción de este indicador apuntadas en el apartado 1.3.2.

2.6. Evolución de la prima de riesgo y del ESI: perspectiva a corto plazo

Como se vio anteriormente, el análisis efectuado sobre la prima de riesgo soberana se realizó con los datos trimestrales desde el cuarto trimestre de 1990 hasta el segundo trimestre de 2012. De esta forma, y teniendo en cuenta que (i) la prima de riesgo soberana ha sido objeto de atención desde la fecha de finalización de la serie (2T-12) hasta la actualidad, y (ii) la limitación en la obtención de rupturas estructurales mediante los métodos econométricos propuestos, que solo permiten la detección de como máximo dos rupturas aditivas e innovacionales, se ha procedido a desarrollar un análisis de raíces unitarias con la consideración de rupturas estructurales para el periodo comprendido entre los años 2007 y 2014, utilizando para ello los datos mensuales, tanto de la confianza medida a través del ESI, como de la prima de riesgo soberana.

2.6.1. Resultados de los test de raíces unitarias

En el resumen de resultados de los test de raíces unitarias de las series mensuales del 2007 al 2014 presentado en la tabla 7⁵⁹ se puede apreciar que ambas son identificadas como no estacionarias. Igualmente para concluir sobre su grado de integración se dará prioridad a los resultados obtenidos para las pruebas realizadas con las series en formato trimestral desde 1990 hasta 2012 (se recordará que éstas identificaban al ESI como estacionario y a la prima de riesgo soberana como una serie

⁵⁹ Ver detalle de las pruebas en el anexo B.

con una raíz unitaria). Esta preferencia es debida al carácter asintótico de dichos test cuyos resultados son más robustos cuanto mayor rango temporal se tenga.

Tabla 7. Pruebas de raíces unitarias con rupturas en las series mensuales del ESI y de la prima de riesgo soberana

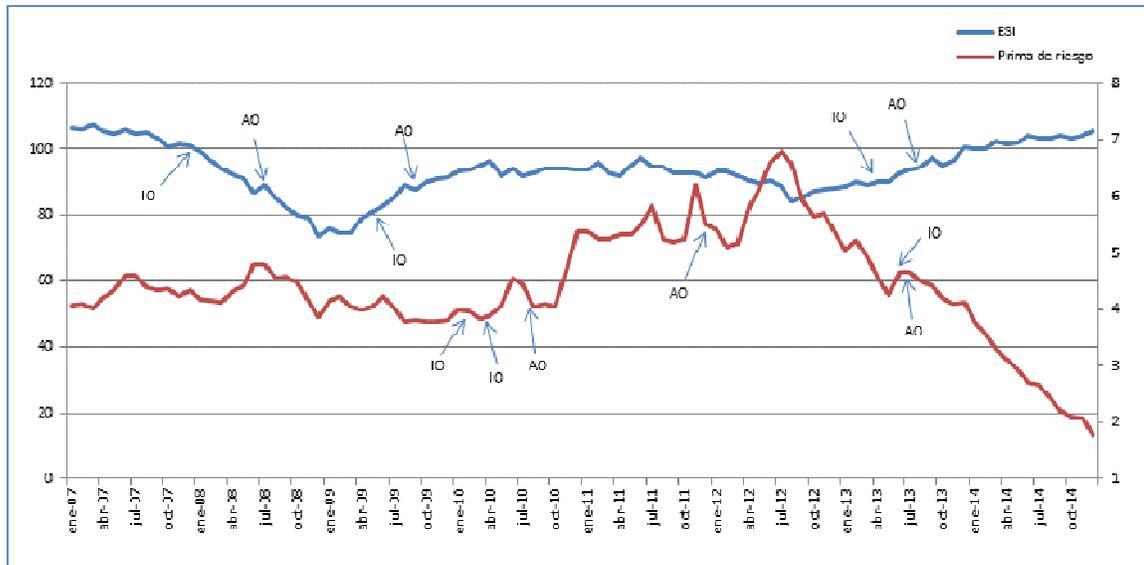
	AO (2)	AO (1)	IO (2)	IO (1)
ESI	No estacionaria <i>Rupturas:</i> Jul-08 (-19,950)*** Sep-09 (13,480)***	No estacionaria <i>Ruptura:</i> Ago-13 (8,939)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> Dic-07 (-2,363)** May-09 (1,879)***	No estacionaria <i>Ruptura:</i> Abr-13 (1,163)**
Spr	No estacionaria <i>Rupturas:</i> Dic-11 (2,948)*** Jun-13 (-2,077)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> Jul-10 (2,359)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> Mar-10 (0,349)*** Jun-13 (- 0,299)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> Feb-10 (0,275)**

** indica significación al 5% y *** al 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En todo caso, la realización de estas pruebas permite identificar las rupturas más relevantes, tanto de carácter aditivo como innovacional, en los últimos años de las series (2007-2014) y que como se señala, amplía los datos del marco temporal elegido a lo largo de la Tesis (1990-2012).

Gráfico 17. Rupturas estructurales en las series mensuales del ESI y de la prima de riesgo



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web de la Comisión Europea http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm para el ESI (acceso el 7 de marzo del 2015) y del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html> para la prima de riesgo soberana (acceso el 15 de marzo de 2015).

Como se puede observar en el gráfico 17, a lo largo del periodo temporal elegido, el ESI presenta una serie de rupturas que podrían concentrarse en dos periodos, uno entre finales del 2007 y finales del 2009, y otro a mediados-finales del 2013. El primero se corresponde con los años más críticos de la crisis, en los cuales la confianza cae hasta los niveles más bajos de la serie, y el segundo corresponde a los años en los que la economía comienza a remontar.

En lo que a la serie de la prima de riesgo soberana se refiere, igualmente podrían distinguirse dos momentos en los que hay una presencia mayor de rupturas, una primera centrada en el año 2010 y que corresponde al comienzo de las intervenciones por parte del BCE, el FMI y la Comisión Europea en las economías de determinados

países de la Unión Europea⁶⁰ y una segunda en 2013 que coincide con la bajada de la prima a niveles previos a la crisis. Igualmente se realiza a continuación un estudio más detallado de la evolución de esta variable en este periodo.

2.6.2. Discusión de los resultados

En aras de la sistematización, en la interpretación de los resultados presentados en el apartado anterior relativos a las rupturas estructurales detectadas en la serie temporal de la prima de riesgo soberana, distinguimos tres períodos: el previo a la primera ruptura estructural al alza (en marzo de 2010), el comprendido entre la primera y segunda ruptura (en junio de 2013) y, finalmente, el posterior a la ruptura estructural a la baja⁶¹.

Período previo a 2009-10

En cuanto a la ruptura estructural al alza que se sitúa en marzo de 2010, el análisis de Pisani-Ferri (2012) ofrece una explicación coherente con este resultado. De acuerdo con el planteamiento de este autor con la creación del euro los especuladores, que tradicionalmente, habían centrado su atención en el riesgo de cambio, cambian su enfoque con la creación de la unión monetaria europea. A partir de ese momento los estados miembros tienen que adoptar una política económica coherente con el nuevo contexto y demostrar que pueden prosperar en dicho contexto de modo sostenible. El propio autor menciona el cambio de una vigilancia continuada por una exigencia de coherencia en el tiempo, indicando que cierta coerción no había desaparecido, sino cambiado de forma y de temporalidad.

En este sentido, antes de la creación del euro, los diferenciales de tipos de interés entre la deuda de distintos países reflejaba fundamentalmente la preocupación

⁶⁰ Ver apartado 1.5.2.

⁶¹ La interpretación realizada para el caso de la prima de riesgo, en gran medida sería extrapolable al caso del ESI, no en vano, las rupturas estructurales detectadas en ambas series están muy próximas en el tiempo y son del mismo signo.

por el riesgo de cambio. Por el contrario, después de la creación del euro, los *spreads* de la deuda soberana evalúan la solvencia de las mismas, e indirectamente, también pueden reflejar los riesgos de disgregación de la zona euro.

La verosimilitud de esta explicación se puede visualizar en el gráfico 9 en el que se observaba como el valor del *spread* cae drásticamente con la creación del euro y se mantiene estable a niveles históricamente bajos durante aproximadamente una década.

En suma, con la creación del euro se abre una especie de paréntesis (entre 1999 y 2008) en el que la influencia de los mercados en la política económica se atenúa. Este paréntesis se cierra en 2010, cuando los especuladores recuperan su actividad y los mercados vuelven a ser evaluadores estrictos de las políticas económicas de los estados miembros de la Eurozona.

Tal y como se ha comentado previamente, con el desencadenamiento de la última crisis y ya en el marco de la moneda única, los mercados comienzan a cuestionar la solvencia de determinados Estados, con lo cual cada uno de estos se ve de nuevo enfrentado al juicio de los mercados (Pisany-Ferry, 2012). En este contexto, la ruptura estructural al alza que se sitúa en marzo de 2010 es el reflejo de las dudas que los mercados albergan sobre la sostenibilidad de las finanzas públicas españolas y/o sobre la viabilidad del conjunto de la Eurozona como unión monetaria. No en vano, a principios de este año se reconoce que el déficit público alcanzaba en España en 2009 el 11,9 % del PIB y coincidiendo con la época en la que se agudizaba la crisis griega y la amenaza de que esta se extendiera al resto de la Eurozona.

Período 2010-13

Ante la evolución de los acontecimientos, la reducción de la prima de riesgo se convierte en uno de los objetivos prioritarios de los *policy-makers* nacionales en un primer momento y, posteriormente, también de las autoridades de carácter supranacional como es el caso del BCE.

En este contexto, una de las primeras medidas que se adoptan para paliar el problema es incluir el principio de estabilidad presupuestaria en la Constitución Española. A pesar de que con la reforma se trata de convertir una promesa en un compromiso, la credibilidad que este le merece a los mercados es, cuando menos, limitada. En lo que se refiere a las limitaciones de la reforma constitucional, algunos de los elementos que podrían explicar el limitado alcance de la misma podrían ser los siguientes.

En primer lugar, cabe mencionar, tal y como señalan Abad y Hernández (2011) que el hecho de contemplar la posibilidad de que bajo ciertas circunstancias (desastres naturales, recesión económica o situaciones de emergencia extraordinaria) los límites que establece la norma pueden flexibilizarse, pueden erosionar la credibilidad del compromiso. Además, estos mismos autores destacan como limitación a la credibilidad de la norma (incluso más determinante que la anterior) el hecho de que no se establezca ningún mecanismo para garantizar el compromiso mediante el cual se le otorga prioridad absoluta al servicio de la deuda.

La aprobación de la reforma constitucional limita el margen de actuación de los estabilizadores automáticos y configura una política fiscal en la que pondera por encima de todo la consolidación fiscal y que, por lo tanto, tiene una orientación marcadamente restrictiva en línea con la política monetaria del BCE. En este sentido, si los mercados buscasen una combinación de política fiscal restrictiva y política monetaria expansiva, esta combinación no sería la óptima, especialmente desde el punto de vista de los intereses del capital financiero.

De hecho, estos pueden percibir la combinación de políticas como insostenible al ser conscientes de sus elevados costes internos asociados, haciendo posible que anticiparan una futura ruptura del euro con la salida de algunos países (dada la imposibilidad de que estos pueden recurrir a la devaluación de la moneda doméstica como medida palie el deterioro de la situación). La generación de este tipo de expectativas es un factor clave en el desencadenamiento de fuertes ataques especulativos

contra la deuda soberana de estos países, ataques que acaban afectando al *spread* de la deuda soberana de países como España a niveles que difícilmente serían justificables atendiendo a la evolución de las variables económicas fundamentales.

Como se comentó en el punto 2.3.2, el BCE ante las dificultades de contener la prima de riesgo en las economías periféricas de la Eurozona, da un paso inicial importante en la orientación de la política monetaria con el mencionado anuncio de su presidente en julio de 2012 y con la puesta en marcha, prácticamente simultánea de un programa de compras de deuda pública denominadas en sus siglas en inglés OMT (*Outright Monetary Transactions*).

Si bien la reacción inmediata a este anuncio fue una bajada de la prima de riesgo soberana, la mera coincidencia temporal de las señales que envía el BCE con el inicio de una evolución favorable de la prima de riesgo no permite demostrar la existencia de una relación causa-efecto. De hecho, conviene destacar que a pesar de que la actuación del BCE genera una reducción inmediata de la prima de riesgo, no se confirma el cambio estructural hasta un año después.

Además, la identificación de otros factores que potencialmente pueden tener influencia en esta variable, dificulta el aislamiento de la influencia de la política monetaria del BCE. Así, por ejemplo, el día 9 de julio de 2012 se hace público el denominado *Memorandum of Understanding* (en adelante, MoU) del rescate del sistema bancario español⁶² por el cual el gobierno de España se liga con el de sus socios europeos, estableciendo las bases del proceso de rescate del sistema financiero español mencionado en el apartado 1.5.2. En virtud de este contrato se impone a España, a su sistema financiero y a su gobierno una serie de condiciones y reformas marcadas en un calendario y unos controles estrictos. Por lo tanto, este factor tampoco no es descartable como uno de los elementos que incide positivamente en la prima de riesgo soberana.

⁶² Ver <http://www.bde.es/bde/es/secciones/prensa/infointeres/reestructuracion/>. Acceso el 6 de septiembre de 2015.

No obstante, de estos resultados no se puede desprender la ineficiencia de esas medidas de política monetaria y fiscal objeto de estudio. Lo más que se podría afirmar es que fueron insuficientes para tranquilizar a los mercados y limitar el alcance de movimientos especulativos en los mercados de deuda soberana. Esta constatación, es coherente con la idea de que ante la presión de los mercados la peor opción pudiera ser ofrecer una respuesta incompleta antes sus demandas.

Ruptura estructural a la baja en 2013

En línea con la argumentación precedente y dado que la ruptura estructural a la baja en la prima de riesgo soberana se detecta un año después del mencionado cambio de estrategia en la implementación de la política monetaria única, cabría analizar con detalle lo ocurrido entre el verano de 2012 y el de 2013.

Por un lado, en lo relativo a la política monetaria, en los meses de mayo y junio de 2013 el Consejo de Gobierno del BCE ofrece claros indicios de que está dispuesto a mantener los tipos de interés bajo durante el período de tiempo que sea necesario. Estas señales se confirman el 4 de julio de 2013, fecha en la que el BCE siguiendo adopta expresamente la denominada “forward guidance” (anuncio sobre la orientación futura de la política monetaria), anunciando formalmente que los tipos de interés se mantendrán en niveles bajos durante los meses sucesivos (Bletzinger y Wieland, 2013). Según Praet (2013) con este tipo de anuncio los mercados reciben un mensaje inequívoco de que la política monetaria no cambiaría de signo hasta que la recuperación económica se consolidase.

Aparte de la contribución a la reducción de la prima de riesgo que se pudiera derivar de la mencionada estrategia, una posible explicación podría tener que ver con la inestabilidad financiera en la economía por esas fechas. De esta forma en septiembre de 2012 se llevan a cabo los denominados *test de stress* que arrojan una estimación de la necesidad de capital para las entidades financieras españolas⁶³, que serían completadas

⁶³ Ver http://www.bde.es/f/webbde/SSICOM/20120928/background_ow280912.pdf. Acceso el 6 de septiembre de 2015.

fundamentalmente en el primer trimestre de 2013. Es más, de acuerdo con los plazos establecidos en el MoU (firmado el 20 de julio de 2012), antes de la fecha límite de finales de junio de 2013, un informe del Fondo Monetario Internacional confirmaba que la totalidad de las medidas consideradas como relevantes habían sido implementadas (FMI, 2014). En este sentido, la ruptura estructural puede verse como un refrendo de los mercados a que España ya ha realizado un esfuerzo de transparencia y saneamiento considerable de su sistema financiero.

Por otra parte, en marzo de 2013, el Consejo Europeo se compromete a concretar la unión bancaria estableciendo la hoja de ruta que debería conducir a la misma. En particular, se alcanza un acuerdo sobre la creación de un Mecanismo Único de Supervisión adoptado en abril de 2013 que establece la base de la unión bancaria, como parte integrante de la UEM⁶⁴. Esta medida supone un paso importante frente a una posible fragmentación e la incertidumbre del sistema financiero, que como se vió en el apartado 2.4, perjudica a la evolución de la prima de riesgo soberana. Entre otras cosas, la denominada unión bancaria se entiende como garante de la estabilidad financiera, rompiendo el vínculo entre riesgo bancario y riesgo soberano.

En definitiva, si se asume una reacción inmediata de la prima de riesgo soberana ante cualquier alteración de los factores que inciden sobre la misma, los *lags* de efectos de la política económica sobre esta variable se puede considerar que no son significativos y de esta forma de los resultados obtenidos para las rupturas, no se puede inferir que en el caso de España, tanto la reforma del artículo 135 de la Constitución Española como las declaraciones de Mario Draghi en defensa del euro tuvieran un efecto que repercutiese de forma duradera sobre el patrón de comportamiento de la serie temporal de la prima de riesgo.

⁶⁴ Ver http://www.europarl.europa.eu/atyourservice/es/displayFtu.html?ftuId=FTU_4.2.4.html. Acceso el 6 de septiembre de 2015.

2.7. Conclusiones

El estudio de las propiedades de las series temporales de la prima de riesgo soberana española y del ESI arroja unos resultados interesantes que tienen implicaciones, tanto para el estudio posterior de la naturaleza de las relaciones entre estas variables y los “fundamentales” económicos seleccionados, como para la evaluación de los efectos de determinadas medidas de política económica.

En lo que respecta a la prima de riesgo de la deuda soberana, un análisis basado en un horizonte temporal de largo plazo revela que la serie es no estacionaria con orden de integración $I(1)$, esto es, con una raíz unitaria. En ella se identifican los dos periodos de ruptura, que coinciden, respectivamente, con la etapa de la verificación de las condiciones de convergencia de las economías de los estados miembros del Área Euro y con el desencadenamiento de la última crisis económica. Igualmente, el análisis de la serie de la prima de riesgo soberana en el período más reciente (2007-2014) revela dos rupturas estructurales de carácter innovacional, a saber, marzo de 2010 (al alza) y junio de 2013 (a la baja).

En términos generales, la evaluación conjunta de la evolución de la prima de riesgo soberana y de las decisiones de política económica adoptadas (tanto por gobiernos nacionales de los estados miembros de la Eurozona como por las autoridades supranacionales) viene a poner de manifiesto que el carácter sistémico de la última crisis limita significativamente la eficacia de cualquier terapia parcial, exigiendo soluciones de carácter global que conllevarían altos niveles de cooperación/coordination entre los distintos *policy-makers*.

Más específicamente, las propiedades de la serie temporal del diferencial de la deuda soberana española y, en particular, las rupturas estructurales detectadas en la misma en el período más reciente, podrían ser interpretadas como ilustrativas de:

- Los límites de las políticas fiscales implementadas en los estados miembros de la Eurozona.

- Los límites de la política monetaria en el cumplimiento del doble objetivo de estabilización macroeconómica y estabilidad financiera.
- La importancia de la coordinación de la política fiscal (implementada por los estados miembros) y monetaria (instrumentada a nivel supranacional por una autoridad independiente de los gobiernos).
- La importancia de la coordinación entre política monetaria y regulación macroprudencial.

En definitiva, a la luz de la evidencia empírica obtenida a partir de la evolución más reciente de la prima de riesgo de la deuda soberana en su evaluación de las políticas económicas en el marco de la Eurozona, los mercados parecen penalizar los fallos de coordinación en la instrumentación de las políticas económicas y la incertidumbre en la política económica.

Estas conclusiones parecen verse refrendadas en el análisis del ESI. En este sentido, si se adopta una perspectiva de largo plazo, se producen en esta serie dos rupturas estructurales al alza que coinciden aproximadamente con el comienzo de la segunda etapa del Tratado de Maastricht, que establecía el cumplimiento de los criterios de convergencia para el establecimiento de la moneda única en el Área Euro. De esta forma, la existencia de dichas rupturas podría interpretarse como un reflejo del incremento de la confianza vinculada en su día al proceso de creación de la UEM. Por el contrario, las demás rupturas identificadas se sitúan en el segundo trimestre de 2009 (aditiva) y en el segundo trimestre de 2007 (innovacional), ambas de carácter negativo y coincidentes en el tiempo con el desencadenamiento e intensificación de la última crisis económica.

CAPÍTULO 3. PRIMA DE RIESGO SOBERANA Y VARIABLES ECONÓMICAS FUNDAMENTALES: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

3.1. Introducción

La revisión de la literatura llevada a cabo en los capítulos 1 y 2 de la presente Tesis Doctoral ha permitido identificar un conjunto de variables que teóricamente podrían influir en la evolución tanto del ESI como de la prima de riesgo soberana. No obstante, los efectos y la capacidad explicativa de estas variables económicas fundamentales no son evidentes y son objeto de cierta controversia.

Bajo estas premisas, el objeto de los capítulos 3 y del 4 será conocer en qué medida la evolución de la confianza guarda relación a largo plazo con determinados “fundamentales” de la economía española. En este sentido, en el plano econométrico, el planteamiento de la posible cointegración (relación a largo plazo) entre los indicadores de confianza y ciertas variables fundamentales de la economía española es una cuestión relevante, entre otras razones, porque permite verificar si hay pruebas suficientes para demostrar si el comportamiento de los primeros está determinado por la evolución de las mismas.

Con la finalidad de avanzar en el proceso de obtención de dichas pruebas, nos basamos en una modelización que se desarrolla en dos etapas. En primera instancia, en el presente capítulo se incluye la prima de riesgo soberana como *proxy* de la confianza, y, posteriormente, en el próximo capítulo se incorporará el ESI. Este proceder se explica por razones de coherencia metodológica. Concretamente, para delimitar el papel de las variables fundamentales de la economía española en la determinación de la confianza medida tanto a través del ESI como de la prima de riesgo soberana, hay que tener presentes las características de ambas series. En este sentido, es importante destacar que para poder llevar a cabo las pruebas de cointegración Engle-Granger (1987) o Gregory-Hansen (1996) se necesita que las variables sean no estacionarias y con el mismo grado u orden de integración $-I(1)-$. Por esta razón, en este capítulo nos centramos en las

variables que, como la prima de riesgo soberana, tienen una raíz unitaria, dejando para el capítulo siguiente la incorporación de aquellas que, como el ESI, son estacionarias.

A efectos de ordenar el desarrollo del mencionado análisis de cointegración, el presente capítulo se estructura como sigue.

En primer lugar, se procede a una descripción de las variables fundamentales que se incluyen en nuestro modelo (desempleo, inflación, deuda pública, deuda privada, capacidad/necesidad de financiación de la economía y volatilidad de los mercados financieros). La elección de este conjunto de variables responde a la revisión de la literatura que sobre los determinantes de la evolución de los indicadores de confianza se llevó a cabo. En segundo lugar, se analizan las propiedades de las series temporales de cada una de estas variables (estacionariedad, raíces unitarias y rupturas estructurales). Y finalmente, se desarrollan las pruebas de cointegración pertinentes con el objetivo probar la existencia de una relación estable a largo plazo entre variables no estacionarias y con el mismo orden de integración (Engle y Granger, 1987; Enders, 2010). Estos análisis de cointegración aportarán un elemento de juicio adicional a la hora de evaluar las medidas implementadas por gobiernos como el español con el objetivo prioritario de reducir la prima de riesgo y aumentar la confianza en la economía.

3.2. Descripción y orden de integración de las variables

A continuación se realiza una descripción de las variables económicas fundamentales más relevantes para la evolución de la confianza que se han ido identificando en la revisión bibliográfica (tanto del ESI como de la prima de riesgo soberana) y que posteriormente se utilizarán en los análisis de cointegración⁶⁵.

⁶⁵ En el análisis de la influencia de las variables económicas fundamentales sobre la prima de riesgo de la deuda soberana cabría contemplar la opción de emplear previsiones en lugar de datos corrientes para variables tales como la ratio deuda/PIB o el saldo de la balanza de pagos. De hecho, autores como ABmann y Boysen-Hogrefe (2009), Attinasi *et al.* (2009), Barrios *et al.* (2009), Haugh *et al.* (2009) y Sgherri y Zoli (2009) se decantan por esta alternativa dado que, en la práctica, un gran número de inversores utilizan estos datos de cara a tomar sus decisiones.

La determinación del grado de estacionariedad (orden de integración) de las variables que se utilicen será clave, tanto para poder hacer predicciones de las mismas como para poder realizar después análisis de cointegración que den información acerca de la evolución de la confianza medida a través de la prima de riesgo soberana (y luego en el capítulo 4 con el ESI) en relación a ellas. Se recordará que en el capítulo 2, una vez llevadas a cabo las pruebas de raíces unitarias correspondientes al ESI y a la prima de riesgo, la primera de las variables se señalaba como estacionaria y la segunda como no estacionaria (con una raíz unitaria).

A la vista de estos resultados y siendo necesario para la realización de los test de cointegración clásicos como el Engle-Granger (en adelante, E-G) y el Gregory-Hansen (en adelante, G-H) que las variables sean no estacionarias y con el mismo orden de integración, $I(1)$, (Gujarati y Porter, 2010), este apartado se centra en comprobar que las consideradas como variables fundamentales de la economía española en relación con la prima de riesgo comparten la característica de contar con una raíz unitaria.

De esta forma a continuación se hace una breve descripción de cada una de las variables que se usarán, primero a través un estudio descriptivo que dé una idea de la razón para incluirlas en el análisis de la confianza, para posteriormente realizar los correspondientes test de raíces unitarias con y sin la consideración de rupturas estructurales, las cuales, como se vió en el capítulo 2, podrían distorsionar sus órdenes de integración.

Por último y antes de entrar en el detalle de cada una de ellas, cabe destacar que las series que se analizarán abarcan desde el cuarto trimestre del año 1990 hasta el segundo trimestre del 2012, ambos trimestres incluidos. Como se comentaba en el caso del análisis de la prima de riesgo soberana en el capítulo 2, este periodo comprende diversos momentos de relevancia para la economía española, desde la firma del Tratado de Maastricht en 1992 hasta la creación de una moneda única y del BCE en 1999, hechos que, como se verá a continuación, impactarán en su comportamiento.

3.2.1. Deuda pública

Como se vio anteriormente en el apartado 2.3.2, la ratio deuda pública /PIB es señalada por diversos autores como fundamental para explicar los diferenciales de rendimientos de deuda pública (Esteve y Tamarit, 1994; Aßmann y Boysen-Hogrefe, 2009; Haugh *et al.*, 2009 y Bernoth *et al.*, 2012). Se trata de un indicador que suele identificarse como una medida de la solvencia de un país (Nieto-Parra, 2009) y, por lo tanto, ha de ser incluido en un modelo que trate de explicar la confianza a través del rendimiento de los diferenciales de su deuda pública⁶⁶.

Teóricamente, un país con un elevado nivel (y tendencia de crecimiento) de deuda pública con respecto a su PIB tendría, primero, mayores dificultades para financiarse al exigirle los mercados un mayor rendimiento fruto del incremento en el riesgo de impago, y segundo, tendría que detraer mayores importes de las cuentas públicas para hacer frente a los pagos de intereses de dicha deuda, dificultando la posibilidad de realizar determinadas inversiones. De esta forma, los mercados financieros responderían con dureza contra aquellos países que presentaran grandes desequilibrios fiscales y deudas elevadas.

El riesgo de impago del país debería de tener un impacto en la confianza de los inversores que compraran su deuda y en la de los agentes económicos que podrían aplazar decisiones de inversión y de consumo que sin duda afectarían tarde o temprano a las principales variables macroeconómicas del mismo.

El nivel de la deuda pública de los países ha suscitado un gran debate, especialmente en momentos en que las deudas soberanas de determinadas economías

⁶⁶ Otra de las variables utilizadas como *proxy* del comportamiento fiscal de un país es el nivel de déficit de sus cuentas públicas en relación con su PIB. No se ha empleado en nuestro estudio debido fundamentalmente a dos razones: 1) Esta variable solo se dispone en forma trimestral desde marzo de 1995 (anteriormente solo existía una serie anual), con lo que no sería posible llevar a cabo de forma concluyente las pruebas de raíces unitarias y de cointegración correspondientes al no disponer de suficientes datos, y 2) el comportamiento trimestral de las cuentas públicas pudiera no dar una idea exacta (pero sí aproximada, obviamente) del comportamiento fiscal de un país al existir pagos e ingresos que no se reflejan en las mismas en los meses de devengo correspondientes, pero sí dentro del año fiscal, pudiendo desvirtuar de este modo la imagen fiel de la situación de equilibrio fiscal del país, así como su comparativa con otras variables.

desarrolladas se han incrementado. Se encuentran así tanto autores que señalan los efectos negativos en el crecimiento de los países a partir de determinados niveles de deuda (Reinhart y Rogoff, 2010) como otros que indican que los valores de esta variable no son tan relevantes para el crecimiento de un país siempre que determinados parámetros como la inflación se mantengan bajo control (Krugman, 2012).

Adicionalmente y como resultado de la importancia concedida a esta variable, la misma fue incluida dentro de uno de los cuatro criterios de convergencia establecidos en el Tratado de Maastricht, que promulgaba que la proporción entre la deuda pública y el PIB no rebasase el 60% para los países que quisieran formar parte de la Eurozona⁶⁷. Teniendo esto cuenta, parece lógico pensar que la confianza estaría relacionada ciertamente con la evolución de esta variable por las implicaciones que la misma tiene en la definición de la política monetaria del Área Euro.

En este trabajo, el valor de la deuda pública española utilizado (en los test, “Deu_Pub”) es el resultado de sumar la deuda de la Administración Central, la de Comunidades Autónomas, la de administraciones de la Seguridad Social y la correspondiente a las Corporaciones Locales. Esto es, el endeudamiento materializado en efectivo y depósitos, valores distintos de acciones y préstamos, valorados por el nominal y consolidados⁶⁸. Y todo ello según el denominado Protocolo de Déficit Excesivo⁶⁹ (en adelante, PDE), del cual se obtienen igualmente los datos del PIB que se usarán como denominador en la ratio. Por otra parte, la contrapartida de este endeudamiento es su financiación, usando, entre otros instrumentos, la emisión de bonos del Estado, de la que se analizará su rendimiento en relación a los que cuenten con un vencimiento a 10 años, el cual es utilizado como referencia para el análisis de las primas de riesgo soberanas.

⁶⁷ A menos que la proporción disminuyera suficientemente y se aproximase a un ritmo satisfactorio al valor de referencia del 60% mencionado.

Disponible en

http://www.bde.es/bde/es/secciones/eurosistema/uem/criterios/Los_criterios_de_convergencia.html.

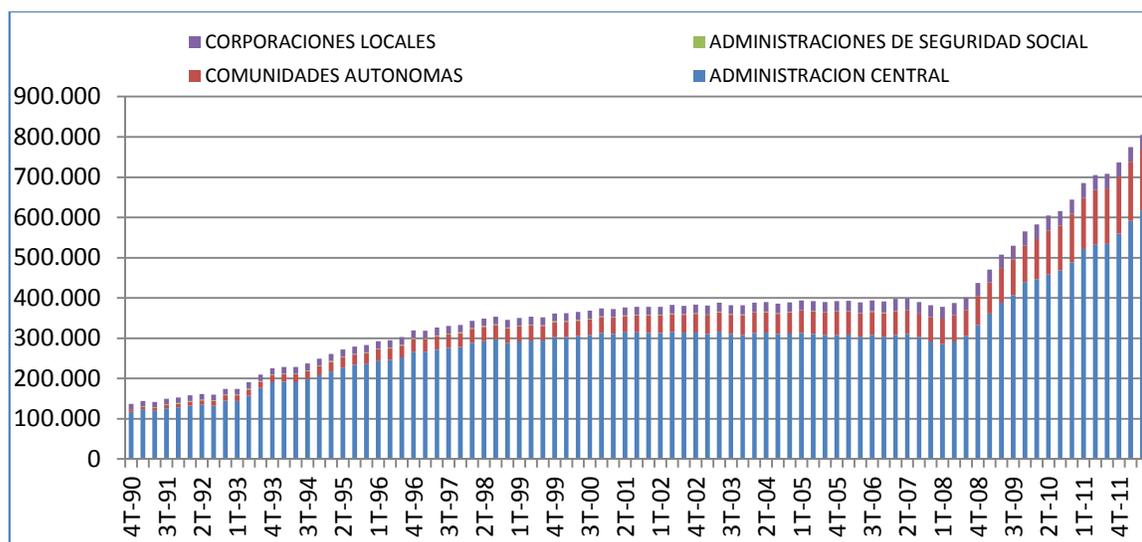
Acceso el 4 de abril de 2014.

⁶⁸ No se incluyen en esta definición los créditos comerciales y otras cuentas pendientes de pago.

⁶⁹ La definición de este endeudamiento está regulada por el Reglamento (CE) n° 479/2009 del Consejo, de 25 de mayo de 2009. Esta normativa obliga a los Estados miembros de la Unión Europea a enviar a la Comisión Europea (Eurostat), dos veces al año, los datos correspondientes a esta definición de deuda.

De cara a poder realizar una aproximación a las características de la serie, analizamos primero en el gráfico 18 la evolución de la deuda pública en valores absolutos (términos corrientes) desde el cuarto trimestre del 1990⁷⁰.

Gráfico 18. Composición de la deuda pública española según el PDE (en millones de euros)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/htmls/cdp.html>. Acceso el 27 de marzo de 2012.

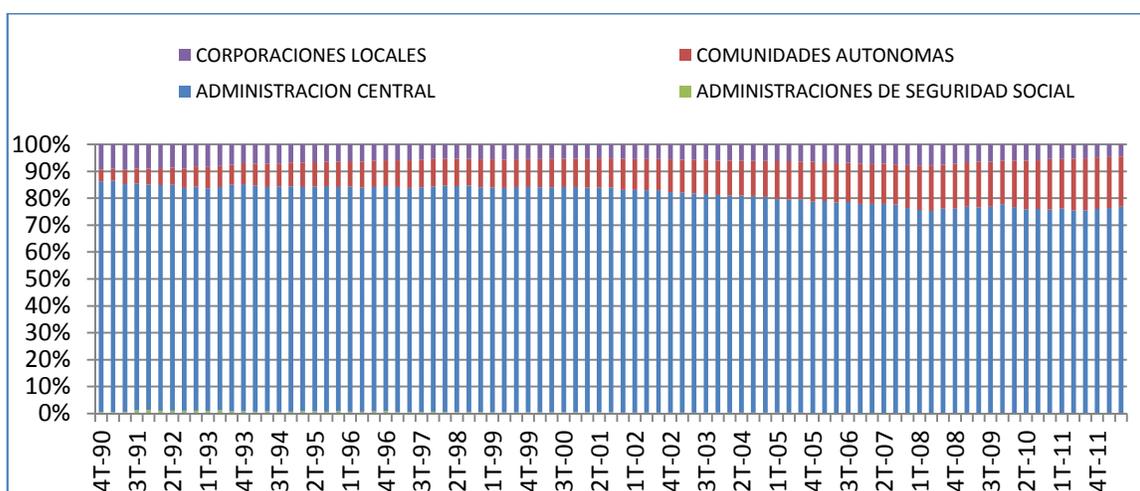
Como se puede observar, la serie es creciente, especialmente desde el 1T-08 en donde comienza una escalada desde una deuda de aproximadamente 378 mil millones de euros para finalizar el 2T-12 con 805 mil millones de euros, de los cuales la mayor parte correspondían a Administración Central (618) y a Comunidades Autónomas (151).

En el gráfico 19 observamos la composición de dicha deuda, pudiéndose apreciar cómo la deuda de la Administración Central es la que absorbe la mayor parte

⁷⁰ Los valores de esta serie de deuda han sido obtenidos a través del Servicio Estadístico del Banco de España. Dado que esta variable es la que cuenta con la serie más restrictiva, al no ofrecer datos con anterioridad al cuarto trimestre de 1990, se tomará esta fecha como comienzo de las series para el resto de variables analizadas, aun cuando pudieran disponer de valores anteriores a la misma.

del total (con un 77% a cierre de la serie en el 2T-12), seguida de las Comunidades Autónomas (con un 19%) y el resto debido a las Corporaciones Locales. El estudio de esta variable nos indica que la deuda con las Comunidades Autónomas es la que ha incrementado su proporción de forma más elevada desde el comienzo de la serie, en donde suponía aproximadamente un 4% del total.

Gráfico 19. Composición de la deuda pública española según el PDE (en %)

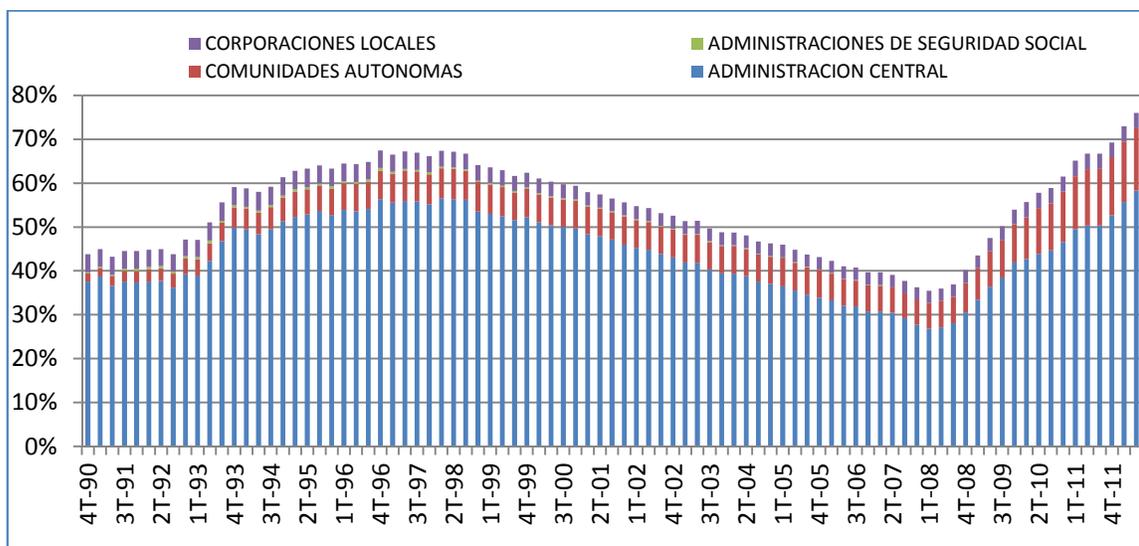


Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/htmls/cdp.html>. Acceso el 17 de noviembre de 2012.

Finalmente en el gráfico 20 se expone la serie que será utilizada en los análisis de cointegración, esto es, la deuda pública en % del PIB. Como en ella se puede observar, la serie comienza un progresivo descenso desde el año 1998 hasta el 2008, derivado no tanto de una disminución de la cuantía de la deuda (puesto que esta se mantiene prácticamente estable durante ese periodo, según se puede comprobar en el gráfico 18) como de su posición relativa con relación al PIB. La situación cambia drásticamente a partir de 2008, cuando se registra una evolución ascendente derivada tanto del incremento de la deuda pública como del descenso del PIB, que hacen que la

serie finalice con el valor mayor del periodo temporal considerado, aproximadamente un 76 % de deuda pública sobre PIB⁷¹.

Gráfico 20. Deuda pública española según el PDE (en % del PIB)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/htmls/cdp.html>. Acceso el 17 de noviembre de 2012.

Una vez llevado a cabo un primer análisis gráfico de la serie, procede conocer el orden de integración de la misma a través de los test de raíces unitarias utilizados en el capítulo 2 para la confianza medida a través del ESI_Es y para la prima de riesgo soberana.

Esteve y Tamarit (1994) señalan que la variable deuda pública/PIB (en los test como “Deu_Pub”) puede ser considerada integrada de orden uno, aunque con diversas tendencias determinísticas. Igualmente, como se vió en el apartado 2.4.3, en lo que se

⁷¹ El valor de esta serie continúa ascendiendo en el tiempo hasta alcanzar en el cuarto trimestre de 2014 un valor de 97,7 % sobre el valor del PIB. Ver <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/a1107.pdf>. Acceso el 4 de septiembre de 2015.

refiere a rendimientos de deuda pública, De Andrés (2004) indicaba que los tipos de interés han de ser series I(1) teniendo en cuenta la teoría de expectativas racionales.

Bajo estas premisas, los resultados obtenidos en las pruebas realizadas, con y sin la consideración de rupturas, son los que se muestran en la tabla 8⁷².

Tabla 8. Pruebas de raíces unitarias en la serie Deu_Pub

Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS	Test con rupturas (CMR)	
				Rupturas aditivas	Rupturas innovacionales
Deu_Pub	No estacionaria No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-04(- 13,958)*** 1T-10 (22,974)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-00 (-1,571)*** 4T-08 (3,705)***
dDeu_Pub	No estacionaria No estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-96 (-1,547)*** 1T-08 (2,994)***	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-96 (-1,468)** 2T-08 (3,053)***

indica significación al 5% y * al 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

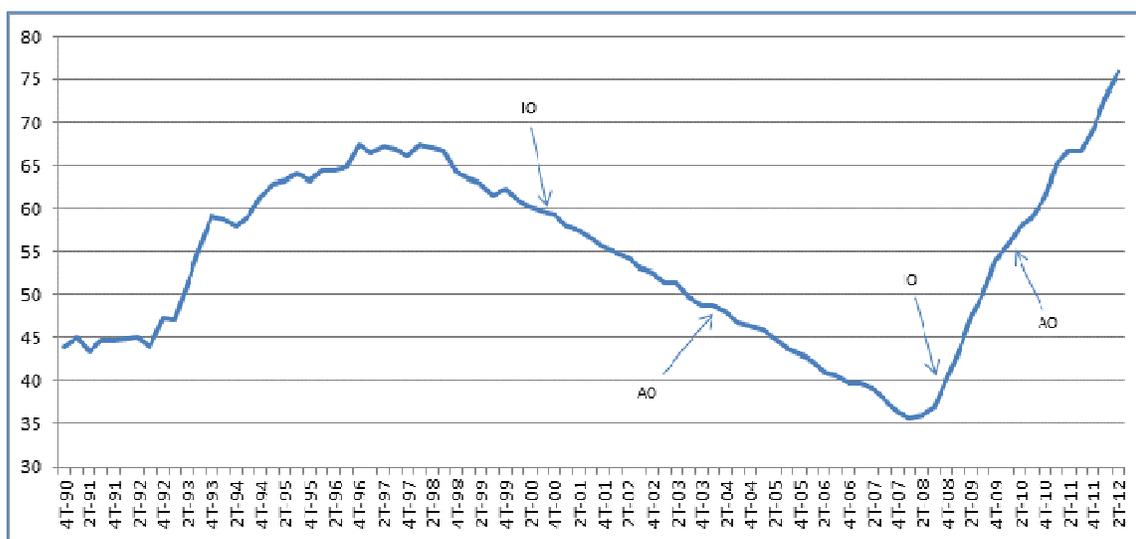
La serie en niveles es claramente no estacionaria a la vista de los resultados obtenidos, inclusive los llevados a cabo con la prueba CMR⁷³ que tendrían en cuenta las

⁷² Recordemos que H_0 : Existe raíz unitaria en todos los casos salvo KPSS (donde la hipótesis de raíz unitaria es H_1). Nivel de significación = 5%. Criterio BIC (AIC) en 1ª (2ª) fila de los test DFA. El conocido como criterio BIC (criterio bayesiano o de Schwartz) es encontrado por algunos autores como más recomendable al requerir menos retardos, especialmente en muestras relativamente pequeñas (Enders, 2010). Ver detalle de las pruebas en los anexos A y B.

⁷³ Clemente, Montañés y Reyes. Ver apartado 2.2.

posibles rupturas estructurales identificadas, tanto aditivas como innovacionales. Ya con la serie diferenciada se encuentra estacionariedad en la misma en los test PP, KPSS y CMR, con lo que podríamos afirmar que la serie Deu_Pub se comportaría como no estacionaria con una raíz unitaria. Esto es, podría utilizarse para realizar pruebas de cointegración con la prima de riesgo soberana, con la que compartiría sus mismas características.

Gráfico 21. Rupturas estructurales en la serie Deu_Pub



Fuente: Elaboración propia.

En lo que a sus rupturas estructurales se refiere, destacar la detección por parte de los test de dos rupturas innovacionales que vendrían a confirmar lo mencionado anteriormente. Como se puede observar en el gráfico 21 primeramente se detecta una alrededor del año 2000 que confirma el cambio en la pendiente de la serie y con efectos en periodos posteriores derivados del crecimiento del PIB; y posteriormente, otra en el 4T de 2008, coincidiendo con el contagio a Europa de la crisis económica que se inicia en EEUU a mediados del 2007. A partir de este momento, y en particular de 2009, los Estados europeos comienzan a incumplir el PDE mencionado, superando el déficit

público del Área Euro, ese año y el siguiente, el seis por ciento de su PIB. Este déficit, como mencionan Sequeiros *et al.* (2012), se distribuye de forma desigual entre los países miembros, siendo en los denominados periféricos, entre los que se encontraría España, en donde avanzaría más rápido y alcanzaría valores más notables, lo cual se entiende afectaría a la disminución de la confianza en la economía por parte de los inversores que haría que se exigiera un mayor rendimiento a la deuda pública soberana de estos países.

3.2.2. Deuda privada

Al estudiar la relevancia de la confianza en la economía, no basta con analizar su impacto en el sector público; sin duda, el papel que desempeña en el sector privado a la hora de influir en los agentes económicos es fundamental para entender de forma general su comportamiento.

Los hogares y las sociedades no financieras privadas acuden de forma diaria a los mercados financieros para financiar sus compras así como las inversiones necesarias para su normal funcionamiento. Este crédito, que ha ido creciendo de forma progresiva en el período temporal contemplado, pudiera ser utilizado como *proxy* para medir la solvencia interna del sector privado de un país, y como tal, será incorporado al análisis de la confianza⁷⁴.

La solvencia interna del país tendría *a priori* un efecto positivo tanto en la disminución de su prima de riesgo soberana como en el incremento de la confianza de los agentes económicos del mismo. En la medida en que la deuda privada de un país sea menor, se dispondrá de recursos, tanto para afrontar futuras inversiones, como para hacer frente a crisis económicas que pudieran impactar en la confianza de dichos agentes.

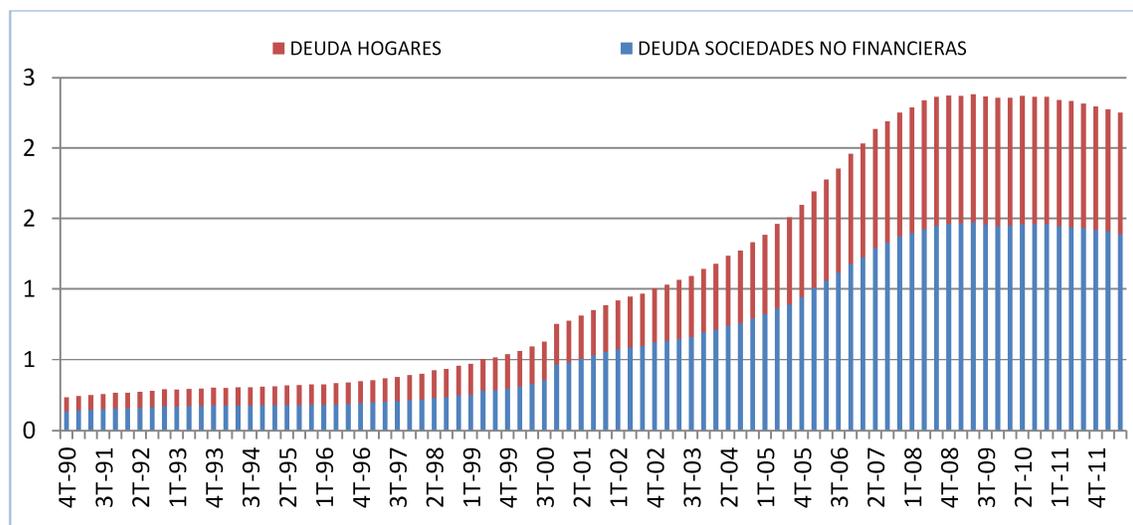
⁷⁴La fuente de los datos para este estudio es el BE, concretamente la web <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/bolest3.html>. Acceso el 16 de noviembre del 2012.

El valor de la deuda privada española utilizado en esta Tesis (en los test, “Deu_Pri”) es el resultado de sumar los préstamos a hogares e instituciones sin fines de lucro más los préstamos a sociedades no financieras. Por su parte, el PIB que será empleado como referencia es el mismo que el empleado para la ratio de deuda pública que se analizó en el anterior apartado.

Bajo estas premisas y de forma análoga al proceder seguido en el caso de la deuda pública/PIB, se realiza primeramente un análisis gráfico de la serie para posteriormente llevar a cabo las pruebas de raíces unitarias.

En el gráfico 22 se muestra cómo esta serie ha ido creciendo en su valor en unidades monetarias (términos corrientes) de forma notable desde la fecha de inicio en el 4T-90, donde suponía 233 millones de euros, subiendo de forma pronunciada a partir del año 2000, acabando en 2,2 billones de euros, esto es, casi 10 veces más, en el 2T-12. Igualmente se aprecia que el valor de esta serie se mantiene prácticamente estable a partir de 2008, disminuyendo incluso en los últimos datos de la misma.

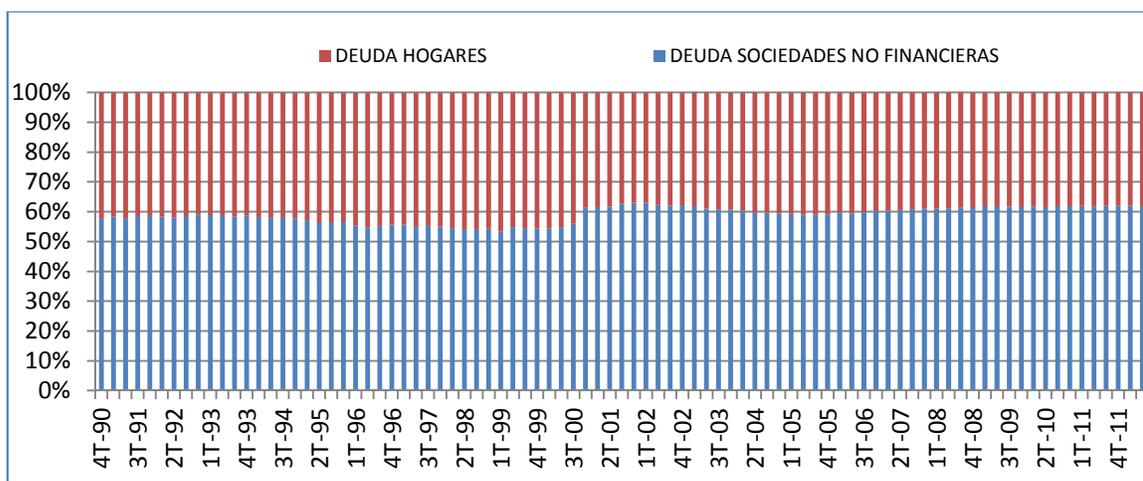
Gráfico 22. Composición de la deuda privada española (en billones de euros)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/bolest3.html>. Acceso el 16 de noviembre de 2012.

En cuanto a la composición de la deuda, en el gráfico 23 se puede observar cómo el porcentaje de la deuda entre de los hogares y las sociedades no financieras se mantiene más o menos constante a lo largo de la serie, con un peso mayor estas últimas con relación a las primeras, de un orden de un 60% y 40% del total respectivamente.

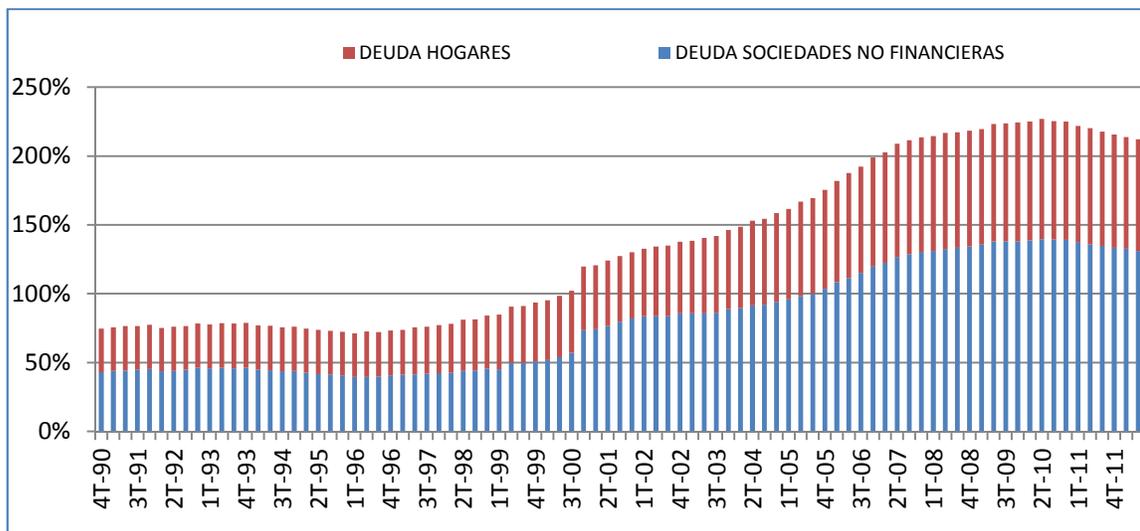
Gráfico 23. Composición de la deuda privada española (en %)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/bolest3.html>. Acceso el 16 de noviembre de 2012.

Con relación a lo que la deuda privada representa frente al PIB, se puede observar en el gráfico 24 un progresivo incremento desde el año 1998, cuando representaba un 78% sobre el total del PIB, ascenso que comienza a suavizarse a partir del 2007, alcanzándose en el 2T-10 un valor máximo del 227%, e iniciándose a partir de ahí un ligero descenso para acabar la serie en un 212% del PIB.

Gráfico 24. Deuda privada española (en % del PIB)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/bolest3.html>. Acceso el 16 de noviembre de 2012.

Al contrario que en el caso de la deuda pública/PIB, la ratio deuda privada/PIB tiene una evolución determinada fundamentalmente por el crecimiento real de la deuda privada desde el año 1999 hasta el 2008 y no tanto por la evolución del PIB.

Una vez realizado el análisis gráfico de la serie, se llevan a cabo las correspondientes pruebas de raíces unitarias para conocer su grado de estacionariedad y así posteriormente poder proceder a los correspondientes análisis de cointegración. Sus resultados se muestran en la tabla 9⁷⁵.

⁷⁵ Ver detalle de las pruebas en los anexos A y B.

Tabla 9. Pruebas de raíces unitarias en la serie Deu_Pri

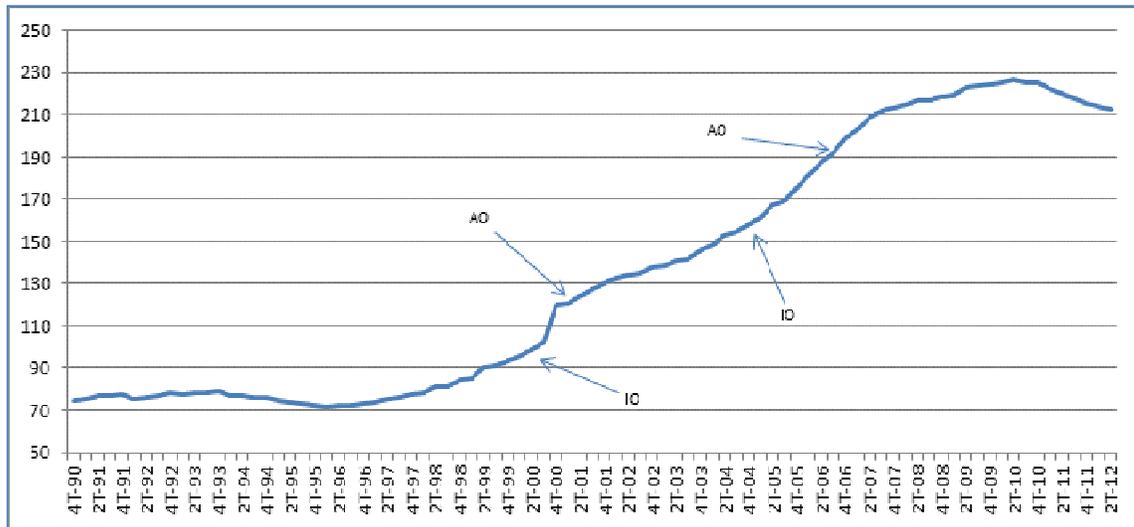
Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS	Test con rupturas (CMR)	
				Rupturas aditivas	Rupturas innovacionales
Deu_Pri	No estacionaria No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-01 (70,497)*** 3T-06 (65,544)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-00 (5,696)*** 4T-04 (4,491)***
dDeu_Pri	No estacionaria No estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-00 (2,683)*** 4T-09(-4,536)***	<i>No hay rupturas</i>

*** indica significación al 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Las pruebas efectuadas confirman lo puesto de manifiesto mediante la representación gráfica, esto es, que la serie no presenta una media y varianza constantes en el tiempo, o lo que es lo mismo, confirman la presencia de una o más raíces unitarias. Como se puede apreciar en la tabla 9, la serie diferenciada sería considerada estacionaria por los test PP y KPSS y no estacionaria por el DFA y por el CMR, con lo que lo más probable es que sea no estacionaria con una raíz unitaria, esto es, I(1).

Gráfico 25. Rupturas estructurales en la serie Deu_Pri



Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, la prueba CMR realizada en la serie en niveles revela la existencia de rupturas de ambos tipos en torno al año 2000⁷⁶, fecha en la que se aprecia un cambio en la pendiente de la curva que se identifica con una ruptura innovacional (representadas en el gráfico 25). Sin duda, la existencia de bajos tipos de interés y la ausencia de una percepción de riesgo de impago, tanto por parte de los deudores como de las entidades prestamistas, hace que la confianza se incremente, favoreciendo un endeudamiento que crece de forma abrupta e ininterrumpida desde el 1T-2000 hasta el 2008 y que sigue intensificándose a partir del 2004.

De esta forma, tanto la realización de inversiones por parte de los hogares (en vivienda fundamentalmente) como el endeudamiento de las sociedades no financieras, serían factores que debieran acompañar la confianza de los agentes económicos al igual que, por el contrario, una falta de la misma llevaría asociadas situaciones de falta de asunción de riesgos y endeudamiento por parte de dichos agentes.

⁷⁶ Concretamente, los test confirman una ruptura innovacional en el 1T-00, así como una de tipo aditivo en el 1T-01.

3.2.3. Inflación

La inflación es un indicador de naturaleza fundamentalmente monetaria y, además, en el marco de la UME, la evolución de la misma en un país en comparación con la media de la Eurozona puede tomarse como referencia de competitividad ante la ausencia de tipo de cambio. Bajo estas premisas la inflación es otro de los factores que podría influir en la situación económica futura de un país y, en consecuencia, en su capacidad de pago de las deudas contraídas, de forma que esto debería tener una traducción en la prima de riesgo exigida a sus pasivos financieros y por lo tanto en la confianza de los agentes económicos.

La rentabilidad nominal de la deuda pública de un país está estrechamente vinculada al comportamiento del nivel general de precios, de modo que mayores tasas de inflación deberían de ir acompañadas de una mayor rentabilidad de sus bonos, para que la compra de dicha deuda resulte atractiva para los potenciales inversores.

En el caso del Área Euro, la estabilidad de los precios es el objetivo principal del BCE y como tal es vigilada por el mismo desde su creación en 1999. Según el BCE, existiría dicha estabilidad si la inflación interanual se situara en “tasas inferiores, aunque próximas, al 2% a medio plazo”⁷⁷. Igualmente la inflación, como se explicaba en el apartado 2.4, está incluida en uno de los criterios de convergencia establecidos en el Tratado de Maastricht que menciona que “los Estados miembros deberán tener una tasa de inflación, observada durante un período de un año antes del examen, que no exceda en más de un 1,5% la de los tres Estados miembros con mejor comportamiento en materia de estabilidad de precios”⁷⁸.

En el caso español, la inflación (en los test, “Inf”) basada en el Índice de Precios al Consumo (en adelante, IPC) ha sido identificada como una variable con un

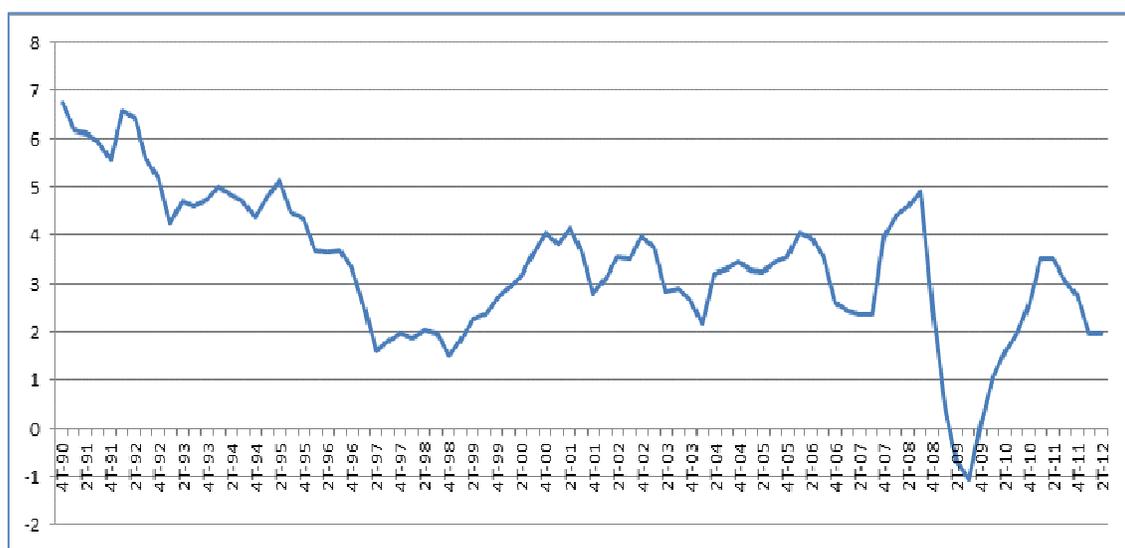
⁷⁷Ver <http://www.ecb.europa.eu/ecb/tasks/monpol/html/index.en.html>. Acceso el 2 de abril de 2015.

⁷⁸Ver http://www.bde.es/bde/es/secciones/eurosistema/uem/criterios/Los_criterios_de_convergencia.html. Acceso el 2 de abril de 2015.

elevado grado de persistencia, diferenciando su comportamiento a nivel sectorial (Romero-Ávila y Usabiaga, 2013).

Dado que el indicador de inflación utilizado en esta Tesis Doctoral será la tasa o porcentaje de variación interanual del IPC general de España⁷⁹, variable facilitada a nivel mensual, se ha procedido a trimestralizar⁸⁰ la misma para homogeneizarla con el resto de variables. El gráfico 26 muestra su evolución en el período de estudio.

Gráfico 26. Evolución de la tasa de inflación en España



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre del 2012.

Como se puede observar, la serie presenta una trayectoria descendente a lo largo del espacio temporal representado, partiendo de máximos en su comienzo en el

⁷⁹ Se opta por utilizar esta serie en vez del denominado Índice Armonizado de Precios de Consumo (IPCA), del cual no se contaba con datos desde el cuarto trimestre de 1990, fecha de inicio del resto de las series analizadas. Serie disponible en <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre del 2012.

⁸⁰ La conversión de la serie de inflación a trimestres se ha realizado mediante una media simple de los valores mensuales correspondientes a cada uno de los cuatro trimestres de cada año.

4T-90, en donde suponía un 6,73%, hasta concluir en el 2T-12 en un 1,96 %, esto es, prácticamente en línea con lo establecido en el mandato de estabilidad de precios promulgado por el BCE. Asimismo, podemos observar dos periodos de disminución de la inflación: uno que comienza a partir de 1995 y llega de forma gradual hasta 1998, y otro más abrupto que duraría un año, comenzando en el 3T-08 y terminando en el 3T-09 (cuando la serie alcanza incluso valores negativos), momento en el cual comienza a remontar.

Este primer análisis descriptivo se complementa con la realización de pruebas de raíces unitarias en esta serie que, *a priori*, y especialmente a partir del año 1999, cabe presumir que tuviese un componente estacionario al deber de tener que fluctuar la misma, por mandato del BCE, en torno a un 2%.

Bajo y Esteve (1998) afirman que la serie Inf en España es integrada de primer orden, $I(1)$, siendo pues estacionaria su serie diferenciada. Este resultado es apoyado por Romero-Ávila y Usabiaga (2013), que indican que el hecho de identificarla como no estacionaria estaría asociado con la alta persistencia que presenta.

En la tabla 10 se exponen los resultados de las pruebas de raíces unitarias realizadas con y sin la consideración de rupturas estructurales⁸¹ que pudieran modificar su orden de integración. En cuanto a las rupturas identificadas en la serie en niveles, podemos apreciar que no alteran la consideración de no estacionariedad de los test DFA y PP, identificando dos periodos claros de rupturas que vendrían a confirmar las observaciones realizadas en nuestro análisis gráfico previo sobre la serie.

⁸¹ Ver detalle de las pruebas en los anexos A y B.

Tabla 10. Pruebas de raíces unitarias en la serie Inf

Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS	Test con rupturas (CMR)	
				Rupturas aditivas	Rupturas innovacionales
Inf	Estacionaria No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-96 (-2,106)*** 1T-08 (-0,959)**	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-95(-0,825)*** 2T-08(-0,569)***
dInf	Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 1T-08(-0,877)*** 3T-09 (1,187)***	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-08(-1,452)*** 2T-09 (1,664)***

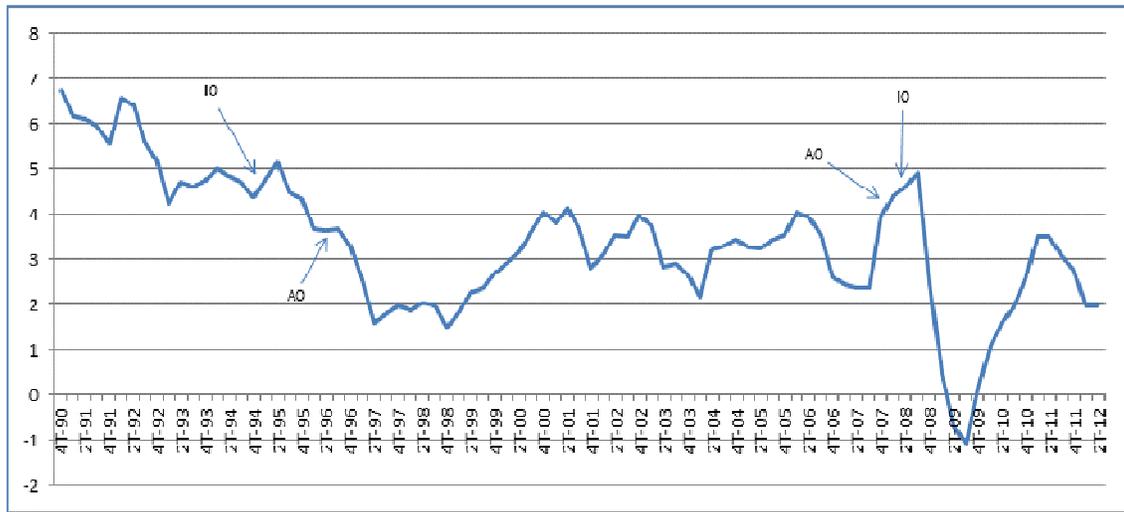
** indica significación al 5% y *** al 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En base a las pruebas realizadas, los resultados parecen apoyar claramente la identificación de la serie como no estacionaria con una raíz unitaria $-I(1)$ lo cual permitirá su incorporación a las pruebas de cointegración para explicar el comportamiento de la prima de riesgo conjuntamente con las variables con las que comparta estas características.

Igualmente se desprende de los resultados obtenidos la presencia de rupturas estructurales en la serie analizada que se señalan en el gráfico 27. El primer periodo es delimitado por dos *outliers* (uno aditivo el 2T-96 y otro innovacional el 1T-95), y responde al periodo de convergencia de las políticas económicas de los Estados miembros de la Unión Europea y el refuerzo de la cooperación entre los bancos centrales nacionales de los Estados miembros establecido en el Tratado de Maastricht, periodo que fue del 1 de enero de 1994 al 31 de diciembre de 1998.

Gráfico 27. Rupturas estructurales en la serie Inf



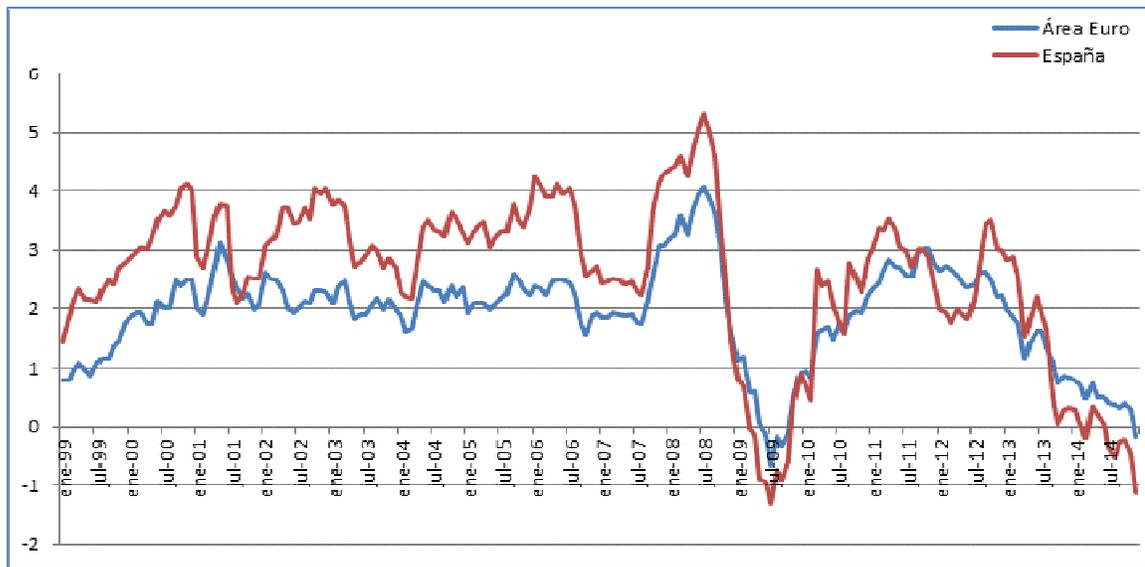
Fuente: Elaboración propia.

El segundo periodo de rupturas identificado se corresponde con la disminución del nivel de inflación durante la etapa de la última crisis económica detectándose la presencia de dos *outliers*: uno aditivo el 1T-08 y otro innovacional el 2T-08. Significativa es durante este periodo la consecución de tasas de inflación negativas en el año 2009, la única vez en los más de 20 años recogidos en la Tesis.

La evolución de la inflación en un país, como España, integrado en un área con una misma moneda es necesario ponerla en contexto con las del resto de países que la componen. En este sentido, en el gráfico 28 se puede observar esta evolución conjunta desde el año 1999, año de la creación del BCE, hasta finales del año 2014. Como se pone de manifiesto en Sequeiros *et al.* (2012), el dispar crecimiento de los precios de unos países con respecto a otros dentro del Área Euro pone a prueba la viabilidad de la Unión Monetaria en tanto en cuanto estaría generando tipos de interés reales que provocarían variaciones interregionales importantes. Estas variaciones han sido significativas en los mercados de activos de los países con los tipos de interés más bajos, como España, los cuales se vieron de forma clara más afectados por la aparición de burbujas que la media del Área Euro. De la misma forma los efectos de estas situaciones

deberían de tener su réplica en la confianza económica, que ante este tipo de escenarios se vería influenciada a la baja frente a otros países, con tasas de inflación menores.

Gráfico 28. Evolución mensual de la tasa de variación interanual de precios al consumo en España y en el Área Euro



Fuente: Elaboración propia a partir de datos tomados de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/e0203.pdf>. Acceso el 5 de abril de 2015.

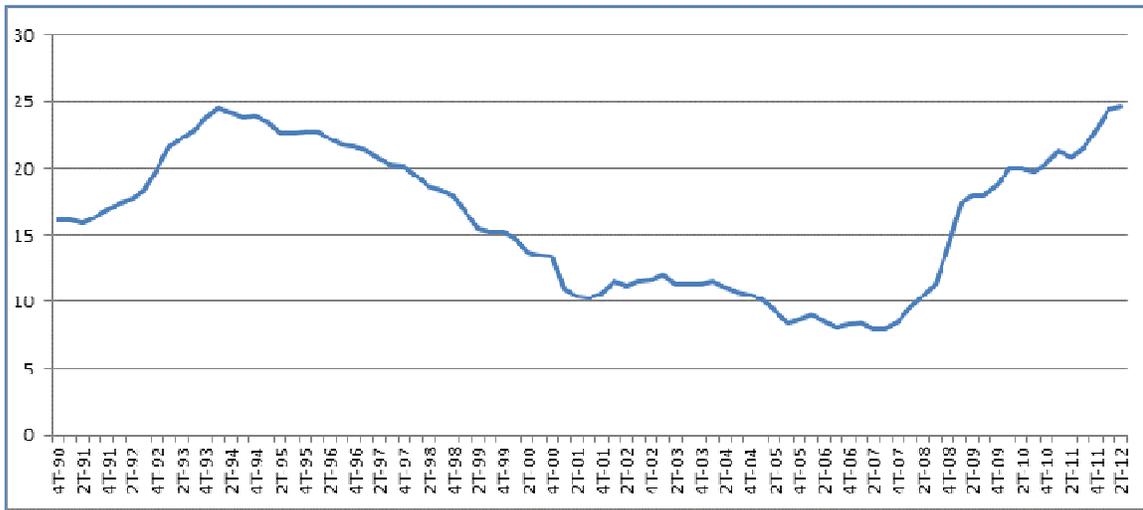
Destacar igualmente la comparativa de los valores de inflación interanual a partir del 2008, en donde se produce una disminución clara del diferencial, hasta encontrar niveles de inflación más bajos en España que en resto del Área Euro, especialmente a partir de mediados del 2013, y fruto de los drásticos ajustes que la economía española realiza desde el comienzo de la crisis.

3.2.4. Desempleo

La tasa de desempleo es uno de los indicadores más relevantes en un país, no solo a nivel económico, sino también a nivel social, generando en los agentes económicos confianza o falta de ella en función de su evolución. Considerando que la prima de riesgo soberana pudiera ser *proxy* de la confianza, se podría entender que una economía destructora de empleo vería penalizados al alza los rendimientos exigidos a su deuda pública, dado que ante un nivel de paro creciente habría menores posibilidades de recaudación fiscal por parte del sector público en el futuro aparte de que, adicionalmente, el desempleo supone un límite para reducir el ritmo de desapalancamiento financiero del sector privado (pues, obviamente, si una persona se queda sin trabajo, la carencia de ingresos le dificulta la amortización de las deudas representadas por créditos bancarios, etc., obligándole en muchos casos a refinanciarlas).

En el caso de España, el paro (en los test, “Des”) es una variable altamente persistente (García-del-Barrio y Gil-Alana, 2009) como se puede apreciar en el gráfico 29 en su evolución durante el espacial temporal elegido.

Gráfico 29. Evolución de la tasa de desempleo en España



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/sindi.html>. Acceso el 18 de noviembre de 2012.

Como se puede observar, los cambios en la serie son progresivos, existiendo periodos en los que el nivel y la pendiente de la misma cambian en el tiempo. Desde el año 94 se produce una disminución permanente, pronunciándose a partir de finales del 1998, hasta alcanzar su mínimo en el 2T-07 con un 7,95%, para posteriormente volver a subir hasta llegar al final a un máximo del 24,63% en el 2T-12. Por otra parte la media de la serie es del 16,22 %, muy lejos de los niveles que podrían considerarse de pleno empleo.

Con el objeto de profundizar en las características de la variable, se procede a la realización de las pruebas de raíces unitarias similares a las empleadas para las variables de la prima de riesgo soberana, la confianza, las deudas pública y privada y la inflación.

Previamente a realizar el análisis de los resultados mostrados en la tabla 11, se puede señalar que en lo que a esta variable (Des) se refiere, Esteve *et al.* (1999) y

Carrión-I-Silvestre *et al.* (2004) la caracterizan como una variable I(1), esto es, no estacionaria, con una raíz unitaria⁸².

Tabla 11. Pruebas de raíces unitarias en la serie Des

Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS	Test con rupturas(CMR)	
				Rupturas aditivas	Rupturas innovacionales
Des	No estacionaria No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-99 (-9,064)*** 2T-09 (9,953)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-98(-1,206)*** 2T-08(-0,569)***
dDes	Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-93(-0,877)*** 3T-07 (1,105)***	Estacionaria <i>Rupturas:</i> 4T-93(-1,002)*** 2T-07 (0,981)***

*** indica significación al 1%.

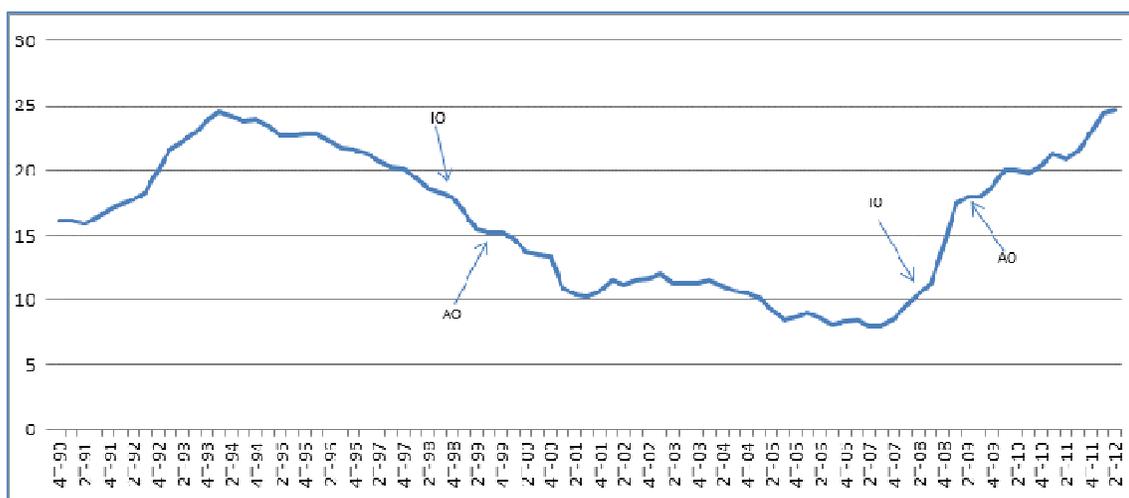
Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las pruebas en niveles indican que la variable es no estacionaria incluso teniendo en cuenta las rupturas estructurales detectadas con el test CMR. En relación a los puntos de ruptura encontrados, si bien no hacen modificar su condición de estacionariedad, sí que identifican dos periodos que se pueden apreciar en el gráfico 30. El primero se inicia en torno a los años 98 y 99, produciéndose una intensificación en el ritmo de disminución de la tasa coincidente con el comienzo de la

⁸² Ver detalle de las pruebas en los anexos A y B.

tercera etapa del Tratado de Maastricht, que establecía la creación del BCE y la introducción progresiva del euro como moneda única de los Estados miembros (a partir del 1 de enero de 1999). El otro periodo arranca en los años 2008 y 2009, registrándose un repunte del desempleo motivado por la crisis económica.

Gráfico 30. Rupturas estructurales en la serie de la tasa de desempleo



Fuente: Elaboración propia.

Una vez diferenciada, la serie se comporta como estacionaria, con lo que se puede afirmar con bastante seguridad que la misma es no estacionaria con una raíz unitaria $-I(1)$ por lo cual puede incorporarse al resto de variables con similares características de cara a realizar las pruebas de cointegración correspondientes en relación a la prima de riesgo soberana.

3.2.5. Capacidad/necesidad de financiación de la economía española

La ratio calculada como, saldo por cuenta corriente más saldo por cuenta de capital entre PIB, tiene una relevancia económica destacable, puesto que mide en

términos relativos la capacidad o necesidad de financiación de España frente al exterior (Donoso y Martín, 2010) y de esta forma se incluye como una de las variables a analizar en relación con la confianza⁸³. La magnitud de esta variable da una idea de la capacidad del ahorro interno para financiar la inversión. En tanto en cuanto un país tenga y genere recursos suficientes para financiar su gasto frente al exterior, existirá un menor riesgo percibido por parte del prestamista por la confianza en su devolución, lo cual hará que los tipos de interés exigidos sean menores.

Mientras que la ratio deuda pública/PIB (analizada en el apartado 3.2.1) es una medida de la situación fiscal del país, la ratio (saldo por cuenta corriente + saldo por cuenta de capital)/PIB (en los test, “Cap_Fin”) aproxima la competitividad de la economía, reflejando su capacidad para satisfacer la demanda externa y la situación del ahorro interno. De esta forma, una ratio positiva indicará capacidad de financiación del mismo al entrar más capital del que sale, mientras que una negativa reflejará necesidad de financiación o una salida de capitales mayor que su entrada. Para su cálculo se ha procedido a la suma del valor del saldo por cuenta corriente más el de la cuenta de capital (calculados ambos en términos trimestrales), dividiéndola luego por el PIB trimestral en España, de forma paralela a como se hizo para los indicadores de la deuda pública y privada.

Visto de otra forma, del mismo modo que la probabilidad de que un emisor incumpla o demore sus obligaciones de pago (intereses y/o principal) puede ser medida por la ratio deuda/PIB, el saldo de la balanza de pagos también explica la percepción de riesgo de *default* sobre una economía, ya que un elevado déficit exterior la haría más vulnerable a las turbulencias financieras⁸⁴. En este sentido, un país con una balanza por

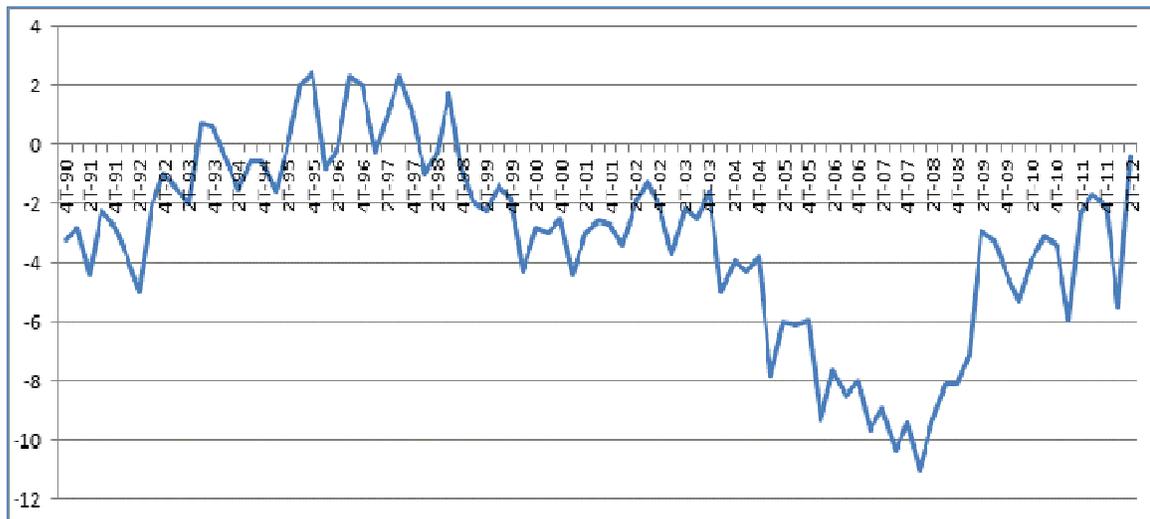
⁸³ Si bien la bibliografía utilizada analiza principalmente los saldos de la balanza por cuenta corriente, se ha decidido incorporar también el saldo de la balanza por cuenta de capital para dar una imagen más completa de lo que entenderíamos debiera considerarse como la capacidad o necesidad de financiación de un país. Este proceder es el seguido de igual forma por el Banco de España. Ver <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre de 2012.

⁸⁴ Otra alternativa para medir dicha percepción serían los *Credit Default Swaps* (CDS) (Manganelli y Wolswijk, 2007; Remolona *et al.*, 2007; Attinasi *et al.*, 2009).

cuenta corriente sostenible se entiende que debería de estar alejado de una situación de quiebra o *default* (Holmes, 2006), generando confianza.

En el gráfico 31 se puede apreciar la evolución de esta variable a lo largo del periodo la serie temporal estudiado, que como se recordará, va del 4T-90 hasta el 2T-12. La media de la misma es -3,18%, si bien existen periodos en los que su valor ha estado por encima y por debajo de esa cota de forma significativa. La serie toma valores negativos en 76 trimestres (de un total de 87), lo cual indica que España en términos netos tiene una clara tendencia a la necesidad de financiación frente al exterior, hecho que pudiera afectar a los tipos de interés de su deuda soberana y por lo tanto a la confianza en su economía.

Gráfico 31. Evolución de la capacidad de financiación en España



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del Banco de España <http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. Acceso el 18 de noviembre de 2012.

Especialmente notorio es el descenso experimentado por la serie a partir de finales del 2003, cuando comienza un empeoramiento de la capacidad de financiación hasta llegar a un mínimo del -11% en el 1T-08, momento a partir del cual comienza a

mejorar de forma bastante acelerada. Durante esos años el incremento de la inversión realizada se ve acompañado por un descenso del ahorro generando una creciente necesidad de financiación en la economía⁸⁵.

Posteriormente a la descripción gráfica se procede a realizar los test de raíces unitarias, en donde se podrán apreciar las características de la serie así como encontrar, en su caso, los puntos de ruptura.

De forma previa a estudiar los resultados de las pruebas debe indicarse, por una parte, que Esteve *et al.* (1999) señalan que el saldo de la balanza por cuenta corriente ha de ser una variable I(1); y, por otra parte, que Holmes (2006) estudia también dicho saldo en España, y al igual que en la mayor parte de los países de la OCDE, lo identifica igualmente como variable no estacionaria.

Tabla 12. Pruebas de raíces unitarias en la serie Cap_Fin

Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS	Test con rupturas (CMR y PV)	
				Rupturas aditivas	Rupturas innovacionales
Cap_Fin	No estacionaria No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 2T-04 (-6,373)*** 3T-08 (3,922)***	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-03(-1,883)***
dCap_Fin	Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	<i>Sin rupturas</i>	No estacionaria <i>Rupturas:</i> 3T-95 (-0,770)** 4T-07 (1,159)**

** indica significancia al 5% y *** al 1%, respectivamente.

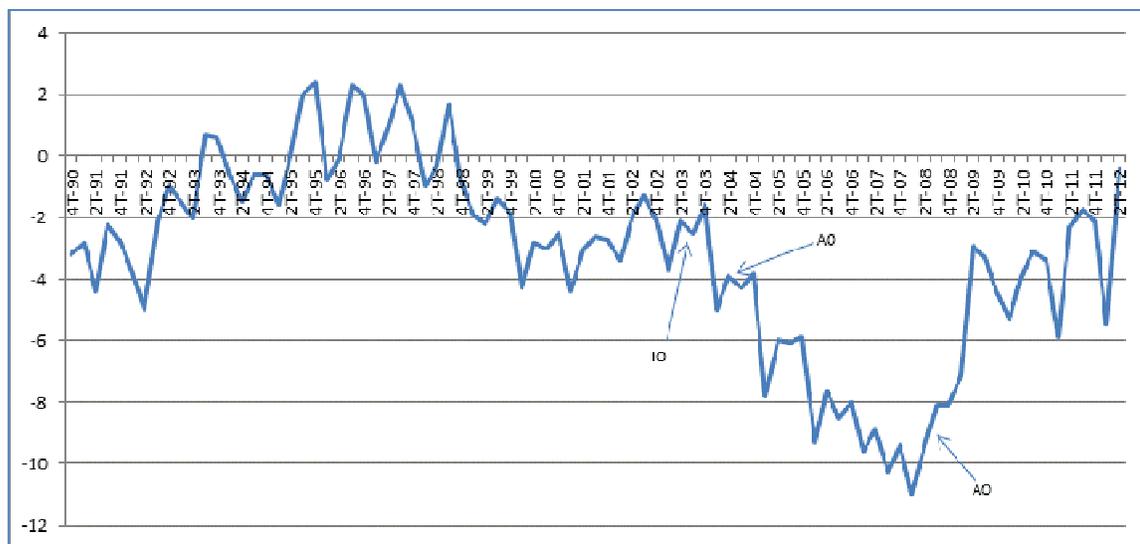
Fuente: Elaboración propia

⁸⁵ Ver <http://www.catalunyacaixa.com/caixacat/es/ccpublic/particulars/publica/pdf/iee0609e13.pdf>. Acceso el 11 de abril de 2015.

La tabla 12 resume los resultados obtenidos⁸⁶, en los cuales claramente se puede apreciar que la serie en niveles es no estacionaria, aún con la consideración de rupturas estructurales. Igualmente, una vez diferenciada la serie se puede observar cómo se confirma la estacionariedad de la misma, pudiendo de esta forma afirmarse que la serie de la capacidad de financiación es no estacionaria con una raíz unitaria, esto es I(1), como refrenda la bibliografía mencionada.

En cuanto a las rupturas, representadas en el gráfico 32, se observa que se identifican dos momentos, uno entre 2003 y 2004 en el que una ruptura de tipo innovacional y otra aditiva (ambas negativas) son detectadas el 3T-03 y el 2T-04, respectivamente, y otro en el 3T-08, con una ruptura de signo positivo. Como se puede apreciar, ambos periodos confirman los resultados adelantados en la descripción gráfica. Esta última ruptura merece especial mención, pues de forma brusca se produce una corrección del desequilibrio ahorro-inversión que hace disminuir la necesidad de la economía española hasta niveles que no alcanzaba desde 1998.

Gráfico 32. Rupturas estructurales en la serie Cap_Fin



Fuente: Elaboración propia.

⁸⁶ Ver detalle de las pruebas en los anexos A y B.

3.2.6. Volatilidad en los mercados financieros

El *Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index*, más conocido como VIX, es un índice que mide la volatilidad implícita de los precios de las opciones del índice Standard & Poors 500 (también conocido por SPX), con un vencimiento de treinta días. Este índice fue introducido en 1993 y es considerado como un referente para medir la volatilidad del mercado, recogiendo de una forma indirecta el “sentimiento” de los que en él operan⁸⁷. En este sentido el VIX incorporaría información de expectativas puesto que incluye información sobre contratos a futuro y por tanto parecería *a priori* relevante incluirlo dentro de un modelo en el que se estudie la confianza en la economía.

El aumento de la volatilidad implícita es generalmente causado por un exceso en la demanda de opciones de los compradores con respecto a la oferta de opciones de los vendedores. Por el contrario, la volatilidad cae cuando los precios relativos de las opciones disminuyen. De esta forma, el cambio diario en el índice VIX permite medir el grado de intensidad con el cual los agentes compran o venden los contratos de opciones del SPX. Como se veía en el capítulo 2, a pesar de que son numerosos los autores que consideran que las variaciones de la prima de riesgo soberana, y por lo tanto de la confianza, son motivadas por variables económicas fundamentales, también hay otro grupo de investigadores que defienden una hipótesis diferente. En concreto, estos últimos sostienen que el valor de tal prima no solo es consecuencia de factores de riesgo específicos de cada país, sino también de factores de riesgo de carácter global y de la aversión al riesgo de los inversores internacionales; y es ahí en donde el VIX puede desempeñar un papel explicativo en la variación de la prima de riesgo soberana y de la confianza.

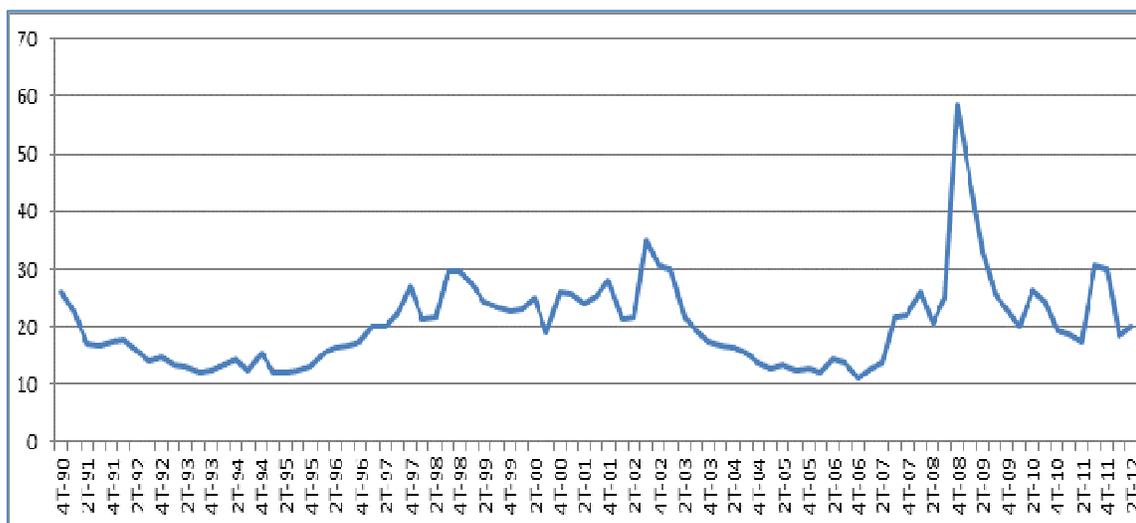
De esta forma se incluye esta última serie entre las potenciales variables explicativas en los análisis de cointegración que se llevarán a cabo. Inicialmente, y tal

⁸⁷ El índice VIX era inicialmente calculado en 1993 sobre la base de los precios de las opciones del índice S&P 100 (OEX). Desde 2003, debido a su creciente actividad comenzó a calcularse sobre la base de las opciones del SPX, incluyendo un mayor número de las mismas en su cálculo.

como se ha procedido con las anteriores, se efectúa una primera aproximación a la serie a través del gráfico 33, en el que se puede observar que más o menos la serie se mueve de una forma más o menos estable entre los valores 10 y 30 a excepción del 3T-08, cuando se produce un incremento pronunciado de la misma, para posteriormente volver a estabilizarse durante el siguiente año.

La explicación para tal repunte se encuentra en la caída del banco de inversión Lehman Brothers en septiembre de 2008, lo cual produce origina un incremento en la volatilidad, alcanzando el indicador VIX valores máximos en la serie temporal analizada.

Gráfico 33. Evolución del VIX



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la página web del *Chicago Board Options Exchange* <http://www.cboe.com/micro/vix/historical.aspx>. Acceso el 21 de enero de 2014.

La descripción gráfica realizada se ha de complementar con los resultados de las pruebas de raíces unitarias correspondientes⁸⁸ que, como se puede ver en la tabla 13,

⁸⁸ Ver detalle de las pruebas en los anexos A y B.

confirman la estacionariedad de la serie en niveles $-I(0)-$, aún con la ruptura aditiva detectada en el 3T-08 que se adelantaba anteriormente.

Tabla 13. Pruebas de raíces unitarias en la serie VIX

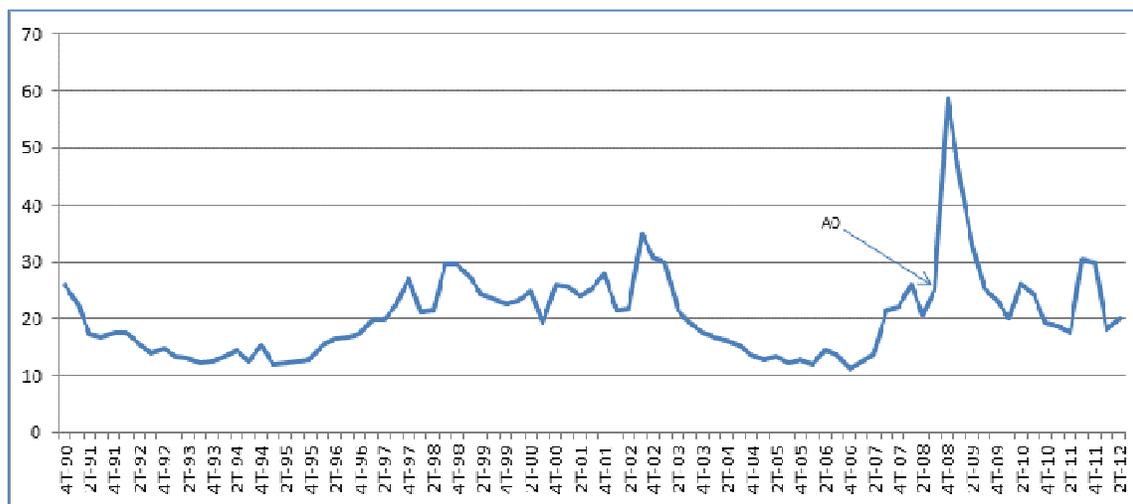
Variable	Test DFA	Test PP	Test KPSS	Test con rupturas (PV)	
				Rupturas aditivas	Rupturas innovacionales
VIX	Estacionaria Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	No estacionaria <i>Ruptura:</i> 3T-08 (8,229)***	<i>Sin rupturas</i>

*** indica significación al 1%.

Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 34 se representa la ruptura detectada en el 3T-08 a través del test PV y que ya había sido puesta de manifiesto en la descripción anterior.

Gráfico 34. Rupturas estructurales en la serie VIX



Fuente: Elaboración propia.

3.2.7. Resumen de resultados

Una vez realizadas las descripciones de las variables, así como las pruebas de raíces unitarias correspondientes con y sin la consideración de rupturas estructurales, se exponen en la tabla 14 los principales estadísticos de las mismas así como las conclusiones obtenidas en cuanto a su orden de integración⁸⁹.

Tabla 14. Estadísticos descriptivos de las variables

VARIABLES	Valor máximo	Valor mínimo	Media	Desviación estándar	Orden de Integración
ESI_Es	114,70 (2T-10)	73,93 (1T-09)	99,74	10,12	I(0)
Spr	5,66 (4T-90)	0,01 (3T-06)	1,51	1,71	I(1)
Deu_Pub	75,95 (2T-12)	35,48 (1T-08)	54,15	10,14	I(1)
Deu_Pri	226,87 (2T-10)	71,32 (1T-96)	135,04	58,90	I(1)
Inf	6,73 (4T-90)	-1,07 (3T-09)	3,37	1,51	I(1)
Des	24,63 (2T-12)	7,95 (2T-07)	16,22	5,32	I(1)
Cap_Fin	2,40 (4T-95)	-11,00 (1T-08)	-3,18	3,18	I(1)
VIX	58,60 (4T-08)	11,03 (4T-06)	20,49	7,68	I(0)

Fuente: Elaboración propia.

Si bien no se entra aquí en el detalle de las características de cada una de las series, ya realizado en los apartados precedentes, es conveniente detenerse en los resultados obtenidos en los test de raíces unitarias que determinarán la inclusión de las variables en las pruebas de cointegración a realizar en el siguiente apartado.

⁸⁹ Entre paréntesis el trimestre en el que se alcanzó el valor.

Como ya se adelantó en el apartado 2.2, dado que en las pruebas de raíces unitarias se obtienen a veces resultados discrepantes en cuanto a la estacionariedad de las series (Smith, 2000), como regla primaria se ha optado por dar preferencia al test DFA si éste indicaba estacionariedad⁹⁰ (con preferencia del criterio BIC frente al AIC) y a los test de raíces unitarias con rupturas estructurales (PV y CMR) cuando el primero apuntaba no estacionariedad; y como regla secundaria, cotejar los resultados de los test PP y KPSS para corroborar las valoraciones.

Con la aplicación de estas dos reglas se puede observar en la tabla 14 que todas las variables analizadas son no estacionarias con una raíz unitaria, [o lo que es lo mismo, integradas de primer orden, es decir, $I(1)$], a excepción del ESI_Es y del VIX, que son estacionarias.

Teniendo en cuenta que la utilización de las pruebas de cointegración E-G y G-H, que tratan de determinar si existe una relación a largo plazo entre las variables, requieren que dichas variables sean $I(1)$, se procede a continuación a realizar tales pruebas con las variables que comparten esta característica, esto es, se estudiará hasta qué punto el *spread* de tipos de interés tiene una relación a largo plazo (o de equilibrio) con la ratio deuda pública/PIB, la ratio deuda privada/PIB, la inflación, la tasa de desempleo y la capacidad de financiación del país, dejando para el capítulo 4 la posibilidad de explorar pruebas alternativas que nos permitan utilizar también las series estacionarias (ESI_Es y VIX).

⁹⁰ Como se ha indicado en ocasiones anteriores, se dará prioridad a los resultados obtenidos con el criterio BIC (criterio bayesiano o de Schwartz), dado que es considerado por algunos autores como más recomendable al requerir menos retardos, especialmente en muestras relativamente pequeñas (Enders, 2010).

3.3. Cointegración de variables

3.3.1. Definición y relación cointegrante

La regresión de una serie de tiempo no estacionaria sobre otra/s no estacionaria/s podría dar un resultado espurio, salvo que todas las series compartieran una tendencia común. En ese caso, la relación entre las variables no resultaría necesariamente espuria, pudiendo ser significativa cuando su combinación lineal cancelara sus tendencias estocásticas a través de lo que se conoce como cointegración (Gujarati y Porter, 2010).

Bajo esta premisa y como se ha venido adelantando a lo largo del trabajo, las pruebas de cointegración que se van a realizar en este capítulo tienen como objetivo probar la existencia de una relación estable a largo plazo entre variables no estacionarias y con el mismo orden de integración (Engle y Granger, 1987; Enders, 2010).

De esta forma, el modelo inicialmente planteado como relación cointegrante se formularía así:

$$Spr_t = \beta_0 + \beta_1 Deu_Pub_t + \beta_2 Deu_Pri_t + \beta_3 Inf_t + \beta_4 Des_t + \beta_5 Cap_Fin_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

siendo ε_t los residuos de la ecuación, β_0 la ordenada en el origen y $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ y β_5 los coeficientes de cada uno de los regresores. El análisis de cointegración trata de determinar si hay una relación estable a largo plazo entre las variables económicas descritas anteriormente y la confianza medida a través de la prima de riesgo soberana⁹¹.

⁹¹ La cointegración de series es descrita por Engle y Granger (1987) como la posibilidad de existencia de una relación estable a largo plazo entre variables no estacionarias y con el mismo orden de integración. De existir dicha relación de cointegración, las variables independientes explicarían totalmente la no estacionariedad de la variable dependiente, siguiendo la perturbación un proceso estacionario (Peña, 2010). Dado que en este apartado se tendrán en cuenta solo series no estacionarias y con un mismo orden de integración $-I(1)-$, en caso de que hubiese cointegración, la variable ε_t sería estacionaria. En este sentido, como se ha señalado anteriormente, de existir tal relación a largo plazo, la combinación lineal de las variables cancelaría sus tendencias estocásticas, dando lugar a una serie estacionaria. De esta forma, las pruebas de cointegración pueden considerarse como un test para evitar regresiones espúreas (Granger,

En primer lugar, mediante el test Engle-Granger (E-G), se realiza un análisis de cointegración sin tener en cuenta las rupturas estructurales que pudieran existir. Seguidamente este análisis se complementará con la prueba Durbin-Watson sobre la relación de cointegración estimada (DWRC)⁹². Por último, dado que la presencia de rupturas estructurales podría hacer que los resultados obtenidos en el primer test (E-G) estuviesen distorsionados por algún *outlier*, se aplica el método de Gregory y Hansen (G-H), el cual permite determinar si hay o no cointegración a partir de series con la consideración de dichas rupturas.

3.3.2. Método de Engle-Granger (E-G)

En la tabla 15 se expone el resultado de la prueba E-G (sin tener en cuenta rupturas), tomando la variable *proxy* de la confianza, Spr, como variable dependiente y las variables deuda pública/PIB (Deu_Pub), deuda privada/PIB (Deu_Pri), inflación (Inf), tasa de desempleo (Des) y capacidad de financiación/PIB (Cap_Fin) como regresores⁹³.

Como se puede observar, los resultados obtenidos en este test⁹⁴ señalan que al 5% se rechaza la hipótesis nula de que no existe cointegración entre las series, tanto si se usa el criterio AIC como si se utiliza el BIC⁹⁵.

1986). Recordemos aquí que los estadísticos habituales (R^2 y t) no podrán ser utilizados como referencia para detectar regresiones de carácter espúreo con variables no estacionarias, al no seguir los estimadores una distribución normal (Gujarati y Porter, 2010).

⁹² Pese a la existencia de bibliografía que utiliza el test de Johansen en series de diferente tamaño, solo es recomendable en caso de tamaños muestrales mayores de 100, con lo que al contar con en nuestro caso 87, omitiremos tal prueba en la presente Tesis Doctoral.

⁹³ Se han descartado las variables ESI_Es y VIX que, como se concluyó en el apartado 3.2.7, eran estacionarias.

⁹⁴ Ver anexo C.1.

⁹⁵ Como se ha señalado anteriormente, algunos autores encuentran el denominado criterio BIC (criterio bayesiano o de Schwarz) más recomendable que el AIC para series de un tamaño no excesivamente grande (Enders, 2010). De esta forma en los análisis realizados, tanto de raíces unitarias como de cointegración, se han llevado a cabo los dos.

Tabla 15. Resultados del test de cointegración E-G

Modelo:	$Spr_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot Deu_Pub_t + \beta_2 \cdot Deu_Pri_t + \beta_3 \cdot Inf_t + \beta_4 \cdot Des_t + \beta_5 \cdot Cap_Fin_t + \varepsilon_t$
Hipótesis nula:	ε_t tiene una raíz unitaria
Longitud del retardo (elegido por AIC / BIC):	3 / 3
Variables exógenas:	Ninguna
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado (DFA):	-5.973 (el mismo en ambos casos)
Valores críticos del test*:	-5.215 (1%), -4.578 (5%), -4.256 (10%)

* Fuente de valores críticos: Enders (2010), p. 490 (Cinco variables, T = 100).

3.3.3. Método Durbin-Watson (DWRC)

Alternativamente se puede emplear el test Durbin-Watson (DW) sobre la regresión de cointegración (3.1) (prueba DWRC), donde la hipótesis nula sería $H_0: DW = 0$, “*las variables no están cointegradas*”, y la hipótesis alternativa $H_1: DW > 0$, “*las variables están cointegradas*”. De acuerdo con Gujarati (2003), en dicha prueba el valor crítico para un nivel del 5% es 0,386. Si el estadístico DW no supera este valor, no se rechaza H_0 y viceversa. Como en este caso $DW = 0,490 > 0,386$, podemos afirmar que, de acuerdo con el test DWRC, al 5% no se podría rechazar la hipótesis de que las variables están cointegradas⁹⁶.

Hasta aquí la realización de los test de cointegración sin tener en cuenta la presencia de rupturas estructurales, los cuales señalan que las variables seleccionadas tienen una relación a largo plazo y estable con la confianza medida a través la prima de riesgo soberana. La presencia de cointegración es una garantía de que no existen variables omitidas en el modelo elegido, si bien es posible llevar a cabo métodos que permitan la construcción de un modelo que se ajuste mejor a la presencia de rupturas. Para ello, se efectuar la prueba que a continuación se detalla.

⁹⁶ Ver anexo C.

3.3.4. Método Gregory-Hansen (G-H)

El método G-H de cointegración fue diseñado para permitir la inclusión en el modelo de una ruptura estructural en el análisis de cara a, paralelamente a como se ha llevado a cabo en las pruebas de raíces unitarias, identificar puntos en donde las series experimentan un shock que les haga cambiar sus características y así poder ajustar sus resultados de forma más precisa que los métodos E-G y DW utilizados en los apartados 3.3.2 y 3.3.3.

El test G-H, cuya hipótesis nula es la no existencia de cointegración, prueba la existencia de la misma con la consideración de cuatro tipos de rupturas en el modelo, a saber, rupturas de nivel, de nivel y tendencia, de pendiente y de pendiente y tendencia, identificando en cada caso el *outlier* correspondiente. En caso de que todos llegaran a la misma conclusión, se podría decir que el modelo con *outliers* propuesto es robusto y de esta forma se analizarán los resultados individuales obtenidos para cada uno de ellos.

Bajo estas premisas y dado que el software utilizado⁹⁷ en la realización del test G-H no permite incluir más de cuatro regresores, se tiene que descartar una variable de entre las cinco que se utilizaron como independientes, tanto en el E-G, como en el DWRC. De esta forma, de las cinco que hemos tenido en cuenta en las anteriores pruebas (la ratio deuda pública/PIB, la ratio deuda privada/PIB, la inflación, el desempleo y la capacidad de financiación) se descarta para la realización de este test aquella que en los análisis de raíces unitarias arroja un resultado menos evidente en cuanto a su orden de integración. Así, a la vista de las pruebas realizadas, se puede concluir que la ratio deuda privada/PIB es la que más resultados contradictorios presenta dado que, como se pudo ver en el apartado 3.2.2, una vez diferenciada, solo los test PP y KPSS la reconocen como estacionaria.

Teniendo en cuenta lo anterior, se procede a llevar a cabo la prueba G-H con la ratio deuda pública/PIB, la inflación, la tasa de desempleo y la capacidad de financiación

⁹⁷ Stata.

como regresores, presentando sus resultados aplicando el criterio AIC y el BIC en las tablas 16 y 17⁹⁸, respectivamente.

Tabla 16. Resultados de la prueba G-H aplicando el criterio AIC

Modelo	Retardo	Test estadístico			Punto de ruptura			Valores críticos (1, 5 y 10%)		
		DFA	Zt	Za	DFA	Zt	Za	DFA	Zt	Za
Cambio en nivel	8	-4,08	-5,28	-36,11	72	73	73	-6,05	-6,05	-70,18
								-5,56	-5,56	-59,40
								-5,31	-5,31	-54,38
Cambio en nivel y tendencia	11	-3,98	-5,33	-35,84	14	74	74	-6,36	-6,36	-76,95
								-5,83	-5,83	-65,44
								-5,59	-5,59	-60,12
Cambio en pendiente	3	-6,90	-5,83	-39,55	72	72	72	-6,92	-6,92	-90,35
								-6,41	-6,41	-78,52
								-6,17	-6,17	-75,56
Cambio en pendiente y tendencia	3	-5,69	-6,10	-44,86	20	21	21	-7,31	-7,31	-100,69
								-6,84	-6,84	-88,47
								-6,58	-6,58	-82,30

Fuente: Elaboración propia

Tabla 17. Resultados de la prueba G-H aplicando el criterio BIC

Modelo	Retardo	Test estadístico			Punto de ruptura			Valores críticos (1, 5 y 10%)		
		DFA	Zt	Za	DFA	Zt	Za	DFA	Zt	Za
Cambio en nivel	3	-6,51	-5,28	-36,11	4	3	3	-6,05	-6,05	-70,18
								-5,56	-5,56	-59,40
								-5,31	-5,31	-54,38
Cambio en nivel y tendencia	3	-6,25	-5,33	-35,84	4	4	4	-6,36	-6,36	-76,95
								-5,83	-5,83	-65,44
								-5,59	-5,59	-60,12
Cambio en pendiente	3	-7,39	-5,83	-39,55	3	2	2	-6,92	-6,92	-90,35
								-6,41	-6,41	-78,52
								-6,17	-6,17	-75,56
Cambio en pendiente y tendencia	3	-7,13	-6,10	-44,86	3	1	1	-7,31	-7,31	-100,69
								-6,84	-6,84	-88,47
								-6,58	-6,58	-82,30

Fuente: Elaboración propia.

⁹⁸ Ver anexo C.

En la tabla 18 se presentan de forma resumida las conclusiones obtenidas a partir de los test mencionados. Se aprecia la existencia de dos períodos de rupturas estructurales, uno coincidente con la época de verificación del cumplimiento de las condiciones de convergencia del Tratado de Maastricht⁹⁹ y otro que se produce con el estallido de la actual crisis económica. En el caso de las pruebas con el método AIC, la ruptura en el 3T-08 es en la pendiente, mientras que con el método BIC, las rupturas se detectan para las cuatro opciones que permite el test, si bien las que se identifican en el periodo mencionado de convergencia con Maastricht, son de cambio en pendiente y tendencia.

Tabla 18. Resumen de resultados obtenidos en el test G-H

Modelo	Criterio AIC	Criterio BIC
Cambio en nivel	No cointegración	Resultados contradictorios <i>Rupturas: 4T-08 ó 1T-09</i>
Cambio en nivel y tendencia	No cointegración	Resultados contradictorios <i>Ruptura: 1T-09</i>
Cambio en pendiente	Resultados contradictorios <i>Ruptura: 3T-08</i>	Resultados contradictorios <i>Rupturas: 3T-08 ó 4T-08</i>
Cambio en pendiente y tendencia	No cointegración	Resultados contradictorios <i>Rupturas: 4T-95 ó 2T-96</i>

Fuente: Elaboración propia.

⁹⁹ La segunda etapa en el proceso de implantación de la UEM, que tenía como objetivo la consecución de determinados criterios de convergencia, comenzó el 1 de enero de 1994 y duró hasta el 31 de diciembre de 1998. Véase el apartado 2.4.1 para más detalles acerca de los criterios de convergencia acordados en el Tratado de Maastricht así como acerca del resto de etapas del proceso de implantación.

En cuanto a la existencia de cointegración, el test G-H arroja resultados contradictorios, especialmente en el caso del criterio BIC, con lo que no se podría afirmar categóricamente que existiese una clara relación a largo plazo entre la variable de la prima de riesgo soberana y los “fundamentales” de la economía española seleccionados.

Las implicaciones de los resultados obtenidos en esta prueba abren la puerta a que otros factores, entre los que pudieran estar aquellos de un carácter más subjetivo (como la confianza medida a través del ESI_Es) o especulativo (como el VIX o la probabilidad de desintegración de la zona euro), desempeñen un papel significativo en la determinación de la prima de riesgo soberana, si bien, como se apuntaba en el inicio del apartado, hay que ser conscientes de la limitación que este test posee al no poder incluir más que cuatro regresores.

De esta forma, una vez llevadas a cabo estas pruebas, restaría en el siguiente capítulo la realización de test de cointegración a través de un método econométrico más completo que permita concluir qué variables de las analizadas (sean o no estacionarias) se incluyen como regresores en el modelo, y así poder determinar de forma más precisa el impacto en la economía española de la confianza.

3.4. Conclusiones

En este capítulo se analiza la relación a largo plazo entre la prima de riesgo de la deuda pública española (diferencial de rentabilidad entre el bono español y el alemán) y algunas variables fundamentales de la economía española.

La presencia de una raíz unitaria en la serie de la prima de riesgo soberana contrasta con la estacionariedad que se encontró para el ESI. Este hecho ofrece una primera evidencia del diferente comportamiento de ambas series, impidiéndonos en un primer momento la realización de las pruebas de cointegración Engle-Granger y Gregory-Hansen (las cuales requieren que ambas sean no estacionarias y con el mismo

grado de integración) que informaran acerca de su relación a largo plazo, así como la tradicional prueba de causalidad de Granger, que exige que las mismas sean estacionarias.

Se analiza asimismo la existencia de una raíz unitaria en las series de la deuda pública/PIB, la deuda privada/PIB, la tasa de inflación, la tasa de desempleo, la capacidad de financiación/PIB, la volatilidad en los mercados de valores (medida a través del VIX) y el diferencial de rendimiento de la deuda a largo plazo española y alemana. Las pruebas revelan la existencia de una raíz unitaria en todas las variables antes mencionadas, salvo en la volatilidad. La realización posterior de la prueba de Engle-Granger para las variables no estacionarias (con la prima de riesgo soberana como la variable dependiente en el modelo de cointegración) lleva a rechazar la hipótesis de no cointegración, esto es, se probaría que existe una relación a largo plazo estable entre las mismas.

No obstante, la prueba de Gregory-Hansen (teniendo en cuenta los cambios estructurales) arroja resultados contradictorios. Por lo tanto, se puede concluir que el análisis de cointegración revela que no hay evidencias suficientes para demostrar que el comportamiento de la prima de riesgo soberana a largo plazo está determinado por la evolución de los “fundamentales” de la economía española escogidos a tal efecto. Este hecho abre la puerta a la influencia de otros factores subjetivos y especulativos (por ejemplo, la probabilidad de desintegración de la Eurozona).

De esta manera, de acuerdo con los resultados empíricos obtenidos en nuestro estudio, el papel de la prima de riesgo soberana como objetivo de política económica debe ser relativizado, ya que no se garantiza que el actuar sobre las variables macroeconómicas analizadas reduzca significativamente este diferencial.

Estos resultados se deben tener en cuenta al evaluar la eficacia y la adecuación de las políticas de austeridad implementadas por algunas economías periféricas, incluida la española, las cuales se centraron principalmente en la necesidad de reducir la prima de riesgo soberana. Sin embargo, como consecuencia de este análisis no se debe tampoco

afirmar que la reducción de los desequilibrios de las finanzas públicas ya no es un objetivo prioritario. Nuestros resultados deben considerarse en relación a la discusión de la intensidad y el ritmo de ajustes en el tiempo y a la necesidad de combinar la consolidación fiscal con otro tipo de políticas que compensen sus potenciales efectos recesivos que pudieran llevar asociados.

A partir de la evidencia empírica obtenida a partir de las pruebas econométricas practicadas en este capítulo se desprende la necesidad de incorporar al modelo, además de las variables fundamentales, otros factores de carácter más subjetivo (como la confianza medida a través del ESI_Es) y/o de incertidumbre (como el VIX) con el fin de evaluar si los mismos tienen un papel significativo en la determinación de la prima de riesgo soberana. Explorar esta posibilidad exige realizar test alternativos que permitan analizar la relación entre variables incorporando también series estacionarias que, como el ESI_Es y el VIX, fueron descartadas de las pruebas de cointegración realizadas en el presente capítulo.

CAPÍTULO 4. RELACIONES ENTRE EL ÍNDICE DE SENTIMIENTO ECONÓMICO, LA PRIMA DE RIESGO Y LOS FUNDAMENTALES DE LA ECONOMÍA: UN MODELO ARDL

4.1. Introducción

Con objeto de avanzar en el conocimiento de las relaciones existentes entre la confianza y determinadas variables económicas fundamentales en el caso de la economía española, en el capítulo anterior se realizaron test de cointegración entre aquellas que resultaron ser no estacionarias con una raíz unitaria, es decir, $I(1)$. No obstante, las pruebas realizadas no permitían la inclusión de variables estacionarias ni arrojaban evidencia suficiente acerca de la influencia de los “fundamentales” en la evolución de la prima de riesgo soberana. Esta limitación impedía por lo tanto incorporar al análisis variables como el ESI que contiene información valiosa de tipo cualitativo y que, en la medida en que refleja las decisiones de consumo, inversión, etc., de los agentes económicos, puede repercutir en la marcha de la economía. A su vez, el comportamiento de esta variable también puede estar condicionado por la evolución de determinados indicadores económicos, incluida la prima de riesgo soberana.

Con la finalidad de superar la mencionada limitación y poder así profundizar en el análisis del papel de la confianza en la evolución de la economía, en este capítulo se ofrece evidencia empírica adicional que arroja luz sobre la naturaleza de la relación entre la confianza y estos mencionados "fundamentales" de la economía española. Esta evidencia empírica se deriva de la formulación y estimación de un modelo ARDL (*Autoregressive-Distributed Lag*) o, lo que es lo mismo, un modelo autorregresivo con retardos distribuidos. Aunque este tipo de modelización presenta diferentes ventajas frente a otras alternativas, a nuestros efectos la más significativa es que ofrece la posibilidad de incorporar en un mismo modelo variables estacionarias (como la confianza medida a través del ESI y la volatilidad medida por el índice VIX) conjuntamente con otras no estacionarias.

Más específicamente, la secuencia adoptada en el análisis empírico que configura el presente capítulo se puede resumir como sigue.

En primer lugar, se determina si la confianza (medida a través del ESI) debe incorporarse al modelo como una variable dependiente (endógena/explicada) o independiente (exógena/explicativa). Para ello se llevan a cabo pruebas de bandas (*bound tests*), formulando posteriormente un modelo ARDL que se estima con datos trimestrales de la economía española para el periodo 1990-2012. A continuación, una vez identificada la existencia de una relación a largo plazo entre los “fundamentales” económicos y la confianza a través de un análisis de cointegración, se discute cómo las variables dependientes reaccionan a los cambios en las variables explicativas, tanto a corto como a largo plazo.

Por último, se completa el proceso con un análisis de causalidad. Este último paso es necesario porque, aunque la formulación del correspondiente modelo ARDL permite mostrar si hay una relación a largo plazo entre las variables, así como identificar la variable dependiente del mismo, no informa acerca de una posible existencia de causalidad. Dado que el hecho de que haya cointegración entre las variables es condición necesaria pero no suficiente para hablar de causalidad, se procede a la realización de las pruebas de causalidad Granger en aquel caso en que se considerase oportuno. Como consecuencia, de la aplicación de este tipo de tests se derivan resultados relevantes y especialmente reveladores en el caso de la relación entre la confianza y el desempleo.

4.2. Metodología empírica: modelo ARDL

En el capítulo 3 se efectuaron pruebas de cointegración de cara a realizar una primera aproximación a la existencia de relaciones a largo plazo entre algunas de las variables fundamentales de la economía española (ratio deuda pública/PIB, ratio deuda privada/PIB, tasa de inflación, tasa de desempleo, ratio capacidad de financiación/PIB) y la prima de riesgo soberana (rendimiento de la deuda pública española vs. la alemana a

10 años) como una medida de la confianza en la economía, pero no se ahondaba en el análisis de las mismas ni se incluían variables como los índices de sentimiento o volatilidad, que pudieran incorporar información adicional acerca de dicha confianza. De esta forma en este capítulo se pretende profundizar, entre otros, en los siguientes aspectos:

1. La naturaleza de la relación entre las variables. Las pruebas que se llevan a cabo tienen como objetivo inicial conocer si las variables se comportan como dependientes o como regresores, identificando un modelo que explique de forma robusta las relaciones entre ellas. Por ejemplo, en el caso de la confianza definida a través del ESI, se podrá saber si esta es explicada por las variables de la economía analizadas o, por el contrario, es una variable independiente, que en un modelo actúa como regresor. Lo mismo con el resto de variables, con las cuales se realizan igualmente las pruebas correspondientes.
2. El signo de dicha relación, tanto a largo como a corto plazo. Una vez identificada la existencia de una relación a largo plazo entre las variables, se analiza cómo reacciona la señalada como dependiente ante variaciones en los regresores, tanto a corto como a largo plazo. Podría darse el caso de que determinados “fundamentales” en la economía vieses alterado su comportamiento en función del horizonte temporal analizado (corto/largo plazo) y en función de cuál fuera la variable dependiente del modelo. En suma, se trataría de determinar lo robusta que es la relación entre las variables.
3. Las relaciones de causalidad existentes. De cara a establecer políticas económicas se torna fundamental conocer las relaciones de causalidad entre las variables propuestas. Como se ha avanzado antes, la existencia de cointegración es una condición necesaria, pero no suficiente, para poder hablar de causalidad, con lo que en este capítulo se procede a realizar las pruebas correspondientes para poder arrojar luz sobre la existencia de este tipo de relaciones.

Para analizar los anteriores puntos se ha utilizado un procedimiento econométrico de cointegración basado en la selección de un modelo ARDL a partir del test PSS (también conocido como *bound test* o análisis de bandas)¹⁰⁰. Adicionalmente se utilizan los test precisos para determinar la existencia de causalidad de Granger y así profundizar en el estudio de las relaciones de causalidad entre las variables.

De esta forma se obtiene una estimación econométrica de las relaciones entre las variables tanto en el corto plazo, esto es, correspondientes a relaciones que no persisten en el tiempo, como de largo plazo, más ligadas a los conceptos de relaciones de equilibrio en la teoría económica, equilibrio que se caracteriza por la ausencia de una inherente tendencia al cambio y movimientos duraderos en las series temporales (Banerjee *et al.*, 1993).

4.2.1. Antecedentes, limitaciones de los análisis previos y ventajas de la modelización ARDL

En el capítulo 3 se estudiaba la relación existente entre determinadas variables que se entienden “fundamentales” en el análisis económico a efectuar; entre ellas, el nivel de la deuda pública y privada con respecto al PIB, la tasa de desempleo, la inflación, la prima de riesgo soberana (como una posible *proxy* de la confianza) y la capacidad de financiación de la economía.

La realización de las pruebas de raíces unitarias y cointegración permitió llevar a cabo la formulación de un primer modelo con las variables que se identificaron como no estacionarias y que de un modo u otro tenían relación con la marcha de la economía en general y en particular con la confianza medida a través de la prima de riesgo soberana. Este primer análisis contaba así con dos claras **limitaciones**:

¹⁰⁰ PSS = Pesaran, Shin y Smith. (Pesaran *et al.*, 2001).

1. Una limitación de tipo conceptual.

Incorporaba variables relacionadas solo con aspectos que se podrían considerar de tipo cuantitativo o de contenido meramente económico.

Para paliar este inconveniente, en este capítulo se añaden al análisis dos variables estudiadas anteriormente: el ESI_Es y el VIX. Estos dos indicadores tienen en común que (cada uno en su ámbito y con sus características propias) recogen datos de tipo cualitativo de la economía, incorporando información del sentimiento o estado de opinión de los partícipes en la marcha económica del país, tanto con referencia a las perspectivas de los mismos a futuro como también sobre la situación presente.

La variable ESI_Es, presentada en el capítulo 1, funciona como un indicador de sentimiento de la economía, reflejando tanto la confianza o percepción que sobre la situación económica tienen los diferentes sectores de la misma, como las expectativas respecto a su evolución. Así, una mayor confianza en la economía del país debería de ser clave de cara a la marcha favorable de la economía en general, las expectativas de crecimiento y también, hipotéticamente, un menor coste de financiación del Estado a través de la deuda pública, incorporado en la denominada prima de riesgo soberana. Por el contrario, menos confianza en la economía debería asociarse con una evolución negativa de sus variables fundamentales y, también, con un mayor coste de financiación.

Por otra parte la inclusión del VIX, presentado en el capítulo 4, responde a la necesidad de incorporar una variable que informe acerca del estado de ánimo de los inversores, recogiendo de una forma indirecta el “sentimiento” de los que operan, en este caso, en el mercado de valores. En este sentido el VIX daría cuenta del estado de las expectativas puesto que incluye información sobre contratos a futuro.

2. Una limitación metodológica.

Los análisis de cointegración llevados a cabo sobre los modelos de regresión propuestos en el capítulo 3 permitían únicamente utilizar variables con una raíz unitaria [I(1)], excluyendo aquellas que tuvieran un carácter estacionario [I(0)]¹⁰¹. En este sentido, y como se veía en el capítulo 2, la variable ESI_Es es una variable estacionaria, de modo que no se puede usar en las pruebas Engle- Granger (E-G) ni Gregory-Hansen (G-H) de cointegración. La incorporación en el estudio del análisis de bandas o test PSS dentro del contexto de un modelo de cointegración ARDL abre así la posibilidad de utilizar adicionalmente variables estacionarias, permitiendo usar aquellas que el investigador seleccione sin conocer previamente su orden de integración y por lo tanto, facilitando el empleo conjunto tanto de variables I(0) como I(1) que podrían contribuir a explicar mejor el funcionamiento de los “fundamentales” macroeconómicos de nuestro país. Este modelo permite además conocer el comportamiento a corto y largo plazo de las mismas, estimando la rapidez de ajuste a una situación de equilibrio.

De esta forma, la utilización del modelo ARDL para lograr los objetivos de nuestro estudio conlleva diferentes **ventajas** frente a otros métodos. Entre ellas cabe destacar las siguientes:

1. Va de lo general a lo particular¹⁰².

El modelo ARDL permite introducir todos los factores que *a priori* pueden influir en el comportamiento de una variable, para posteriormente indicar cuáles son relevantes y cuáles no. Un enfoque en el otro sentido, de lo particular a lo general, adolece de un grave defecto, dado que las especificaciones demasiado sencillas suelen

¹⁰¹ Como se vió anteriormente, el concepto de estacionariedad en una serie implica que su media, varianza y su autocovarianza (en los diferentes retardos) permanecen iguales sin importar el momento en el cual se midan (Gujarati y Porter, 2010).

¹⁰² El enfoque de lo general a lo particular se basa principalmente en el trabajo de Hendry y Ericsson (1991).

dar lugar a resultados erróneos. A este respecto, omitir variables relevantes es más grave que incluir variables irrelevantes (Johnston y Dinardo, 2001)¹⁰³.

En este sentido, análisis excesivamente simplistas pueden obviar relaciones en una economía que se ha vuelto más globalizada y en la que los diversos agentes económicos toman decisiones influidos tanto por datos que hablan de la evolución de la economía en el pasado como por aquellos indicadores que reflejan de un modo u otro la confianza, sentimiento o percepción de la situación presente o a futuro, esto es, elementos de carácter más cualitativo o subjetivo.

2. Estudia las relaciones existentes entre las variables tanto en el largo como en el corto plazo a través de la estimación de un Modelo de Corrección de Error (MCE).

La presencia de *shocks* en la economía ha estado presente desde el comienzo del análisis económico, y disponer de modelos que permitan un análisis conjunto de los impactos a corto y a largo plazo es fundamental para lograr entender la evolución de determinadas variables.

Permite incluir como regresores tanto valores retardados de la variable dependiente, como valores actuales y retardados de una o más variables explicativas. El comportamiento de las variables y su impacto en otras puede no producirse de forma instantánea en el tiempo, siendo necesario contemplar su evolución a lo largo de un período. Por ello, se torna fundamental disponer de modelizaciones que permitan incorporar variables retardadas, tanto explicativas como explicadas. A este respecto, el ARDL es un modelo que incorpora la variable dependiente retardada, ajustando de una forma más precisa los resultados de la regresión. Por otra parte, este modelo permite analizar cuán importantes son los retardos de cada una de las variables, individualmente consideradas. En el caso concreto de este trabajo de investigación, dado que se dispone

¹⁰³ La omisión de variables relevantes lleva asociada un sesgo de los coeficientes y una sobreestimación de la varianza de las perturbaciones.

de variables en formato trimestral, se considera un máximo de cuatro retardos (esto es, un máximo de un año) para analizar el grado de impacto de las mismas.

3. Permite utilizar conjuntamente variables que son estacionarias $-I(0)-$ y otras no estacionarias $-I(1)-$ sin necesidad de tenerlas definidas *a priori*.

Esta característica ha permitido incluir en el modelo la variable ESI_Es como *proxy* de la confianza en España, así como el VIX, que como se pudo ver en los capítulos 2 y 3, respectivamente, tenían la consideración de estacionarias.

Como ya se avanzó en la introducción, los modelos de cointegración utilizados en los capítulos precedentes obligaban a conocer previamente el grado de estacionariedad de las variables a utilizar con el objeto de no incluir ninguna que fuera estacionaria ni que incorporara más de una raíz unitaria. En este sentido, las variables ESI y VIX son variables $I(0)$, con lo que en los modelos de cointegración empleados anteriormente no podían utilizarse. En un modelo ARDL se pueden por el contrario incorporar variables sin tener que saber si éstas son estacionarias o cuentan con una raíz unitaria. Adicionalmente se verá también que, una vez demostrada la cointegración de las mismas, incluso el grado de estacionariedad será indiferente de cara a llevar a cabo las pruebas de causalidad de Granger; lo cual, una vez más, facilitará el análisis.

4. Funciona con muestras pequeñas, a diferencia de otros procedimientos, como el de Johansen, que requieren muestras grandes para poder ser aplicados.

El modelo ARDL es válido y arroja resultados significativos con el tamaño muestral del presente trabajo de investigación. Asimismo, dicho modelo no es tan sensible como otros al número de observaciones de las que se dispone. Con relación a esto, se recordará que la muestra utilizada se compone de datos trimestrales que van del 4T de 1990 al 2T de 2012, lo cual supone un tamaño muestral de 87 datos. El modelo ARDL propuesto para esta muestra facilita de esta forma información válida y de él se

pueden obtener resultados concluyentes respecto al comportamiento de las variables elegidas. Otros test, como el de Johansen por ejemplo, presentan limitaciones en su uso, requiriendo muestras de un tamaño muestral más elevado (superior a 100 datos).

4.2.2. Descripción de la metodología

En un modelo autorregresivo de retardos distribuidos (ARDL), la variable dependiente se asume que está en función de sus valores pasados (componente autorregresivo) y de los valores actuales y pasados de otras variables (componente de retardos distribuidos). Así, para el caso de dos variables, una dependiente (Y) y otra independiente (X), denotado como ARDL (m, n), siendo m y n, respectivamente, el número máximo de retardos de las variables Y y X, la formulación sería:

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \Omega_i X_{t-i} + \mu_t \quad (4.1)$$

donde δ_i y Ω_i son los coeficientes de las variables (dependiente e independiente, respectivamente), μ_t corresponde a la perturbación aleatoria y δ_0 es el término independiente del modelo.

Como se verá posteriormente, si se encontrase evidencia de una relación a largo plazo, se puede estimar el correspondiente modelo de corrección de error (en adelante MCE), el cual permite medir la velocidad de ajuste a una situación de equilibrio en el largo plazo, después de un “shock” o desequilibrio provocado en el corto plazo a una de las variables del modelo.

Así, el MCE correspondiente se estima a través de la ecuación (4.2):

$$\Delta Y_t = \lambda_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^m \omega_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \eta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

donde δ es un coeficiente que informa acerca de la velocidad del ajuste mencionada anteriormente y ω_i y η_{ij} son coeficientes que capturan los efectos a corto plazo. Adicionalmente, λ_0 designa el término independiente de la ecuación, Δ la primera diferencia de la variable correspondiente y ε_t la perturbación aleatoria.

Como se señaló antes, la metodología de la prueba *ARDL/Bound testing* de Pesaran *et al.* (2001) tiene algunas ventajas sobre las pruebas de cointegración convencionales. Por ejemplo, se puede utilizar conjuntamente con variables $I(0)$ y $I(1)$, se configura a través de una sola ecuación, por lo que es fácil de implementar e interpretar, y además se pueden asignar diferentes longitudes de retardo a cada una de las variables cuando entran en el modelo.

De forma resumida, los pasos básicos de este método son los que a continuación se refieren:

1. Comprobar que ninguna de las variables es integrada de segundo orden, $I(2)$.
2. Estimar un modelo de corrección de error “no restringido” (o $UECM^{104}$) o “condicional”, que es un tipo particular de modelo *ARDL*. Para ello, habrá que determinar la estructura de retardos óptima, mediante la aplicación de un criterio adecuado (R^2 , AIC, BIC, HQ) y analizar los resultados de las pruebas de diagnóstico correspondientes (no autocorrelación de los errores, estabilidad dinámica...).
3. Llevar cabo una “prueba de límites” o *bound test* para constatar la evidencia de una relación de largo plazo entre las variables.
4. Si el resultado en el paso 3 es afirmativo, estimar un “modelo de niveles” de largo plazo, así como un modelo de corrección de error “restringido” (MCE^{105}) para el corto plazo.

¹⁰⁴ *Unrestricted Error Correction Model.*

¹⁰⁵ En inglés *Error Correction Model* o ECM.

5. Utilizar los resultados del modelo estimado en el paso 4 para determinar el comportamiento de las variables en el corto plazo así como las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las mismas.
6. (Opcional) Analizar las relaciones de causalidad de Granger entre las variables.

4.3. La relación entre variables

4.3.1. El análisis de bandas (*bound test*) o test PSS

En varias ocasiones a lo largo de esta Tesis Doctoral ha quedado patente la necesidad de disponer de una herramienta que no solo permitiese analizar la existencia de una relación a largo plazo entre las variables seleccionadas, como se veía en los correspondientes test de cointegración Engle-Granger y Gregory-Hansen, sino que también señalase cuál es la relación de dependencia entre las mismas, incorporando variables que sean estacionarias, como el ESI_Es y el VIX. Es precisamente una herramienta de tales características la que utilizaremos en éste y los siguientes dos apartados.

De esta forma y como se adelantó anteriormente, la realización de test PSS constituye una primera prueba previa a la formulación del modelo que nos orienta acerca de la relación existente entre variables. En ella se contrasta la hipótesis nula de inexistencia de una relación a largo plazo entre las mismas, informando acerca de su carácter exógeno o endógeno.

Si bien para llevar a cabo dicho test no se tiene por qué conocer *a priori* el grado de integración de las variables, sí que es necesario confirmar que no existen series con dos raíces unitarias. Bajo esta premisa y a la vista de los resultados expuestos en el apartado 3.2.7, se puede confirmar que todas las variables que se estudian son susceptibles de ser utilizadas para estas pruebas, con lo que se puede proceder al

siguiente paso, el de estimar un modelo de corrección de error no restringido (o UECEM), que es un tipo particular de modelo ARDL. Considerando por ejemplo que se tuvieran dos variables, una dependiente (Y) y otra independiente (X), la expresión básica de este modelo, denotada como ARDL (i, j), es la que sigue:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

donde la primera parte de la ecuación (4.3) con los parámetros θ_1 y θ_2 representa la relación a largo plazo del modelo, mientras que la que se corresponde con los parámetros α_i y β_j define la dinámica a corto plazo del mismo. Por su parte α_0 señala el término independiente de la ecuación; el símbolo Δ , la primera diferencia de la variable correspondiente, y ε_t la perturbación aleatoria.

A partir de aquí y en base al modelo propuesto, se realizan los correspondientes test estadísticos F y t. Mientras que el test F contrasta la significación conjunta del primer retardo de las variables en niveles empleadas en el análisis (o sea, la significación conjunta de Y_{t-1} y X_{t-1} , en el caso del ejemplo anterior), el test t determina la significación individual de la variable dependiente en niveles retardada un período (es decir, Y_{t-1}) (Rodríguez *et al.*, 2004).

En otros términos, en el test F, para comprobar la existencia de relación a largo plazo entre las variables, el contraste tiene como hipótesis nula $H_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$ y como hipótesis alternativa, $H_1: \theta_1 \neq 0, \theta_2 \neq 0$. Posteriormente y para los casos en los que el test F no arroje resultados concluyentes, se procede con el test t, en el cual la hipótesis nula es $H_0: \theta_1 = 0$, mientras que la alternativa viene dada por $H_1: \theta_1 \neq 0$.

En base a los test F y t referidos, el análisis de bandas, como su propio nombre indica, arroja unos estadísticos (E) que son contrastados con dos valores teóricos que constituyen un límite inferior (Li) y un límite superior (Ls), predefinidos en función del

número de variables, que establecen una banda de valores críticos¹⁰⁶ a partir de los cuales se puede obtener uno de los siguientes tres resultados: en caso de que $E < L_i$, no se puede rechazar la hipótesis nula de inexistencia de relación a largo plazo entre las variables; si $L_i < E < L_s$, no se puede llegar a ninguna conclusión; y por último, en el caso de que $E > L_s$, se rechaza la hipótesis nula de no relación a largo plazo entre variables. En resumen, el último caso será el que determine la relación que se utilizará para construir el modelo ARDL.

De esta forma en el modelo que se está estudiando para contrastar la existencia de una relación a largo plazo entre las variables propuestas se llevan a cabo los análisis de bandas a través de los correspondientes tests alternativos F y t considerando un máximo de 4 retardos¹⁰⁷ en las variables deuda pública/PIB (Deu_Pub), deuda privada/PIB (Deu_Pri), inflación (Inf), tasa de desempleo (Des), capacidad de financiación/PIB (Cap_Fin), prima de riesgo (Spr), ESI España (ESI_Es) y VIX (VIX). Primeramente se aplica el test F y con posterioridad, para los casos en los que el F no fuera concluyente, el test t.

En la tabla 19 se presentan los resultados del test PSS siguiendo la práctica adoptada por Pesaran *et al.* (2001)¹⁰⁸. Como se puede observar, se plantean las diferentes hipótesis de formulación del modelo, tomando como variable dependiente, sucesivamente, cada una de las variables del estudio, y el resto como independientes.

¹⁰⁶ Los dos valores teóricos que definen el intervalo son proporcionados en los estudios tanto de Pesaran *et al.* (2001) como de Narayan (2005) asumiendo primero (recordemos que este análisis se podría llevar a cabo sin conocer el orden de integración de las variables) que los regresores son no estacionarios $-I(1)-$ y, segundo, que sí lo son $-I(0)-$. Para obtener estos valores críticos se tienen en cuenta tanto el número de variables explicativas en el modelo, como el tamaño de la muestra y el hecho de si la especificación ARDL propuesta incluye constante y tendencia.

¹⁰⁷ Tomar un número de retardos igual a cuatro es la práctica más habitual en la bibliografía analizada para el caso de la realización de pruebas ARDL con datos trimestrales. Entre otros, es el criterio adoptado por Pesaran y Pesaran en el manual de *Microfit* (Pesaran y Pesaran, 1997), que es el programa informático que ha sido utilizado para las estimaciones ARDL de este capítulo.

¹⁰⁸ Ver anexo D para mayor detalle de las pruebas realizadas.

Tabla 19. Resultados de los test de bandas o PSS

Variable dependiente del modelo	Test F¹⁰⁹	Test t¹¹⁰	Regresores del modelo
Deu_Pub	4,2775	-	Deu_Pri, ESI_Es, Inf, Des, Spr, Cap_Fin, VIX
Deu_Pri	1,6684	-	Deu_Pub, ESI_Es, Inf, Des, Spr, Cap_Fin, VIX
Inf	1,6891	-	Deu_Pri, Deu_Pub, ESI_Es, Des, Spr, Cap_Fin, VIX
Des	4,8347	-	Deu_Pri, Deu_Pub, ESI_Es, Inf, Spr, Cap_Fin, VIX
Cap_Fin	1,4470	-	Deu_Pri, Deu_Pub, ESI_Es, Inf, Des, Spr, VIX
Spr	3,6413	-1,9827	Deu_Pri, Deu_Pub, ESI_Es, Inf, Des, Cap_Fin, VIX
ESI_Es	2,3978	-1,9748	Deu_Pri, Deu_Pub, Inf, Des, Spr, Cap_Fin, VIX
VIX	5,0427	-	Deu_Pri, Deu_Pub, ESI_Es, Inf, Des, Spr, Cap_Fin

¹⁰⁹ Los valores críticos de los intervalos en la prueba F provienen de las tablas de Pesaran *et al.* (2001) para constante no restringida pero sin tendencia ($K = 7$) y Narayan (2005) con $N=80$, que sería el valor más próximo al tamaño muestral de nuestra investigación.

¹¹⁰ Los valores críticos de los intervalos en la prueba t fueron tomados de la tabla de Pesaran *et al.* (2001) con constante no restringida pero sin tendencia ($K = 7$).

Valores críticos ¹¹¹	Pesaran <i>et al.</i> (2001)		Pesaran <i>et al.</i> (2001)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
10%	2,035	3,153	-2,57	-4,23
5%	2,365	3,553	-2,86	-4,57
1%	3,027	3,233	-3,46	-5,19
Valores críticos	Narayan (2005)			
	I(0)	I(1)		
10%	2,129	3,289		
5%	2,476	3,746		
1%	4,296	4,760		

Fuente: Elaboración propia.

Siguiendo las tablas de Pesaran *et al.* (2001) y Narayan (2005), para un nivel de significación del 5%, se obtienen los siguientes resultados:

- En los casos en los que se considera como variable dependiente la ratio deuda privada/PIB, la tasa de inflación y la ratio capacidad de financiación/PIB, el estadístico F obtenido es menor que el extremo inferior del intervalo de valores críticos, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de una relación a largo plazo entre las variables consideradas. Esto es, no tiene sentido que alguna de estas variables sea la dependiente en un modelo que tuviera como regresores, aparte de las otras dos alternativas como dependientes, la ratio deuda pública/PIB, el ESI_Es, la tasa de desempleo, la prima de riesgo y el VIX.
- En el caso del modelo con el ESI de España como variable dependiente, se puede observar que el valor obtenido para el estadístico F se sitúa entre los dos extremos del intervalo de valores críticos siguiendo a Pesaran *et al.* (2001) y por debajo del límite inferior en el caso de Narayan (2005). Por lo tanto, los resultados no son concluyentes

¹¹¹ Valores para N=80, que es el valor más próximo al tamaño muestral del que disponemos.

en un modelo que analizara el comportamiento del sentimiento económico en función de los “fundamentales” deuda pública/PIB, deuda privada/PIB, tasa de inflación, tasa de desempleo, prima de riesgo, capacidad de financiación/PIB y VIX. Adicionalmente, este resultado es significativo en el sentido de que confirma que la variable ESI_Es está recogiendo información no contenida en el resto de variables con un marcado carácter económico, confirmando la conveniencia de la inclusión del ESI_Es en el modelo.

- Un modelo con la prima de riesgo soberana como variable dependiente y como regresores el resto de variables que consideramos en el estudio (deuda pública/PIB, deuda privada/PIB, ESI España, tasa de inflación, tasa de desempleo, capacidad de financiación/PIB y VIX) es un caso dudoso, pues el estadístico F obtenido es mayor que el límite superior de las tablas de Pesaran *et al.* (2001), pero no supera en cambio dicho límite en las tablas de Narayan (2005). En estas circunstancias, se adopta el resultado del segundo criterio, al ser los valores teóricos más precisos para el tamaño muestral de nuestro análisis.
- Ya por último, con respecto a los modelos que toman la ratio deuda pública/PIB, la tasa de desempleo y la VIX como variables dependientes y como regresores el resto, al ser el estadístico F mayor que el extremo superior del intervalo de valores críticos, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, con lo que se puede proceder a formular sus correspondientes modelos ARDL.
- Ante estos resultados y siguiendo la pauta establecida por Pesaran *et al.* (2001, p. 304), se aplica un test t en aquellos casos en los que las pruebas F no son concluyentes. De esta forma, de acuerdo con el mismo (tabla 19), se puede concluir, para un nivel de significación del 5%, que en el caso de los modelos que tengan como variable dependiente, bien el ESI España, bien la prima de riesgo soberana, no se puede rechazar la hipótesis nula de la inexistencia de una relación de cointegración entre las variables, con lo que no tiene sentido que las mismas fueran variables dependientes en un modelo.

En resumen, a la vista de los tests F y t, el modelo ARDL puede ser aplicable en los casos en los que bien la ratio deuda pública/PIB, bien la tasa de desempleo o el VIX sean las variables dependientes, dado que el test F apunta a la posibilidad de una relación a largo plazo entre las variables consideradas teniendo en cuenta las formulaciones propuestas.

4.3.2. Estimación del modelo ARDL

Una vez analizada la relación existente entre las variables escogidas y el sentido de la misma, se ha de proceder a estimar el modelo ARDL que las vincule.

Adicionalmente y con objeto de probar la bondad del ajuste de dicho modelo, se han de llevar a cabo las correspondientes pruebas de diagnóstico y estabilidad. Los test de diagnóstico examinan la autocorrelación serial, la normalidad y la heterocedasticidad de los residuos del modelo, así como la forma funcional de éste. Por otra parte, las pruebas de estabilidad se realizan mediante los test CUSUM y CUSUMQ.

El modelo ARDL se formula con cada una de las variables dependientes que el análisis de bandas señala como significativas en la opción de cuatro retardos, tal y como se vio en el apartado anterior, esto es, la tasa de desempleo, la ratio deuda pública/PIB y el VIX. Como regresores se toman el resto de las variables fundamentales estudiadas anteriormente, a saber, la ratio deuda privada/PIB, inflación, prima de riesgo, capacidad de financiación y las restantes dos variables de entre las dependientes.

La formulación del modelo ARDL para los casos en los que la variable dependiente es la ratio deuda pública/PIB arroja problemas de autocorrelación serial y coeficientes no significativos y no estables en el largo plazo. Por otro lado, en la formulación del modelo con el VIX como dependiente se encuentran problemas de autocorrelación serial, forma funcional incorrecta, falta de normalidad en los residuos y

heteroscedasticidad¹¹², lo cual nos lleva a rechazar los modelos con la ratio deuda pública/PIB o el VIX como variables dependientes.

Los problemas encontrados en estos modelos donde deuda pública/PIB o VIX aparecen como variables explicadas no se dan en el modelo que toma la tasa de desempleo como variable dependiente, del cual se detallan sus resultados en la tabla 20¹¹³.

Tabla 20. Pruebas de diagnóstico del modelo con la tasa de desempleo como variable dependiente

Y= tasa de desempleo		
Test estadístico	Criterio de selección R ²	
	Versión LM	Versión F
Test de Lagrange	CHSQ(4) = 10,7435 [0,030]	F(4, 56) = 2,0816 [0,095]
Test RESET de Ramsey	CHSQ(1) = 1,2180 [0,270]	F(1, 59) = 0,8787 [0,352]
Test de normalidad	CHSQ(2) = 1,3382 [0,512]	No aplicable
Test de heteroscedasticidad	CHSQ(1) = 3,1514 [0,076]	F(1, 81) = 3,1968 [0,078]
	Criterio de selección AIC	
	Versión LM	Versión F
Test de Lagrange	CHSQ(4) = 8,7208 [0,068]	F(4, 59) = 1,7317 [0,155]
Test RESET de Ramsey	CHSQ(1) = 2,3370 [0,126]	F(1, 62) = 1,7963 [0,185]
Test de normalidad	CHSQ(2) = 0,3591 [0,836]	No aplicable
Test de heteroscedasticidad	CHSQ(1) = 1,8399 [0,175]	F(1, 81) = 1,8363 [0,179]
	Criterio de selección BIC	
	Versión LM	Versión F
Test de Lagrange	CHSQ(4) = 3,6464 [0,456]	F(4, 64) = 0,7352 [0,571]
Test RESET de Ramsey	CHSQ(1) = 2,7220 [0,099]	F(1, 67) = 2,2717 [0,136]
Test de normalidad	CHSQ(2) = 0,2876 [0,866]	No aplicable
Test de heteroscedasticidad	CHSQ(1) = 0,0455 [0,831]	F(1, 81) = 0,0444 [0,834]

¹¹² El detalle de estos resultados se encuentra en el anexo D. Por motivos de simplicidad expositiva se omiten en los anexos los resultados de las pruebas realizadas tomando como variable dependiente tanto la deuda pública como el VIX.

¹¹³ En el análisis se tomarán en consideración los datos de la versión F en lugar de los datos de la versión LM, que son más apropiados para tamaños muestrales elevados.

	Criterio de selección HQ	
	Versión LM	Versión F
Test de Lagrange	CHSQ(4) = 8,7208 [0,068]	F(4, 59) = 1,7317 [0,155]
Test RESET de Ramsey	CHSQ(1) = 2,3370 [0,126]	F(1, 62) = 1,7963 [0,185]
Test de normalidad	CHSQ(2) = 0,3591 [0,836]	No aplicable
Test de heteroscedasticidad	CHSQ(1) = 1,8399 [0,175]	F(1, 81) = 1,8363 [0,179]

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede observar en la misma, para la opción del modelo ARDL con la tasa de desempleo como variable dependiente no se detectan problemas de autocorrelación serial, especificación, normalidad o heteroscedasticidad en ninguno de los test realizados con los cuatro criterios de selección¹¹⁴.

De esta forma y siguiendo el modelo (4.1) que se veía en el apartado 4.2.2, tras la realización de estas pruebas, el modelo ARDL general queda establecido de la siguiente forma¹¹⁵:

$$Des_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \omega_i Des_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i Deu_Pub_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i Deu_Pri_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \eta_i ESI_Es_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \psi_i Spr_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varphi_i Cap_Fin_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \varpi_i VIX_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

donde todas las variables ya se han definido previamente, ε_t correspondería a la perturbación aleatoria, α_0 al término independiente de la ecuación y ω_i , δ_i , β_i , η_i , γ_i , ψ_i , φ_i y ϖ_i a los coeficientes de los regresores (incluido el último correspondiente a la variable dependiente retardada un periodo).

¹¹⁴ El test de autocorrelación serial o test de Lagrange tiene como hipótesis nula (Ho) la no autocorrelación de los residuos del modelo. El test RESET de Ramsey tiene como hipótesis nula (Ho) la correcta especificación del modelo estimado. El test de normalidad tiene como hipótesis nula (Ho) la normalidad de los residuos obtenidos en la regresión. Por último, el test de heteroscedasticidad tiene como hipótesis nula (Ho) la homocedasticidad de los residuos de la regresión.

¹¹⁵ Se incluye en la ecuación el número máximo de retardos (4), si bien el apropiado para cada variable será fijado a continuación según cada uno de los criterios de elección.

Para contemplar todas las opciones se estiman los correspondientes modelos ARDL teniendo en cuenta para la fijación de retardos cuatro criterios, a saber, el R^2 , el *Akaike Information Criterion* (AIC), el *Schwartz Bayesian Information Criterion* (BIC) y el *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQ) y fijando 4 retardos como máximo (Pesaran y Pesaran, 1997).

Como se puede observar en la tabla 21, el número de retardos a considerar es bastante similar en los cuatro criterios, a excepción de la deuda privada/PIB (mayormente 2 retardos), ESI_Es (mayormente 4 retardos), capacidad de financiación (mayormente 3 retardos) y VIX (mayormente ningún retardo), en donde se detectaron unas pequeñas diferencias. Igualmente se destaca que los resultados obtenidos bajo el criterio HQ son iguales a los derivados del AIC, por lo que en adelante solo especificaremos los resultados de los tres primeros criterios (R^2 , AIC y BIC)¹¹⁶ siguiendo el mismo proceder en el anexo correspondiente.

Tabla 21. Número de retardos a considerar por cada criterio y para cada variable

Nº retardos	Des	Deu_Pri	Deu_Pub	ESI_Es	Inf	Spr	Cap_Fin	VIX
Criterio R^2	3	3	0	4	0	0	3	2
Criterio AIC	3	2	0	4	0	0	3	0
Criterio BIC	3	2	0	0	0	0	2	0
Criterio HQ	3	2	0	4	0	0	3	0

Fuente: Elaboración propia.

¹¹⁶ Este punto ya se pudo comprobar en las pruebas de diagnóstico de la tabla 20. De esta forma y por motivos de claridad expositiva, se omitirán en los anexos las pruebas realizadas bajo el criterio HQ.

4.3.3. Modelo a largo y corto plazo

Si dos o más variables están cointegradas se pueden estimar dos tipos de modelos. Primero, un modelo de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) utilizando las variables en niveles, que informa acerca de la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables. Y segundo, un modelo de corrección de errores (MCE), el cual se estima por MCO también, pero usa las diferencias de los datos y representa la dinámica de las relaciones a corto plazo entre las variables.

De esta forma, una vez establecida la existencia de una relación de largo plazo entre las variables a través del *bound test*, se efectúa el análisis de la relación de las mismas tanto en el largo como en el corto plazo que permite la formulación del modelo ARDL, tal y como se vio antes.

Modelo a largo plazo

Los coeficientes del modelo a largo plazo obtenidos para cada una de las estimaciones son los recogidos en la tabla 22¹¹⁷.

¹¹⁷ El detalle de estos resultados se encuentra en el anexo D.

Tabla 22. Coeficientes del modelo ARDL a largo plazo

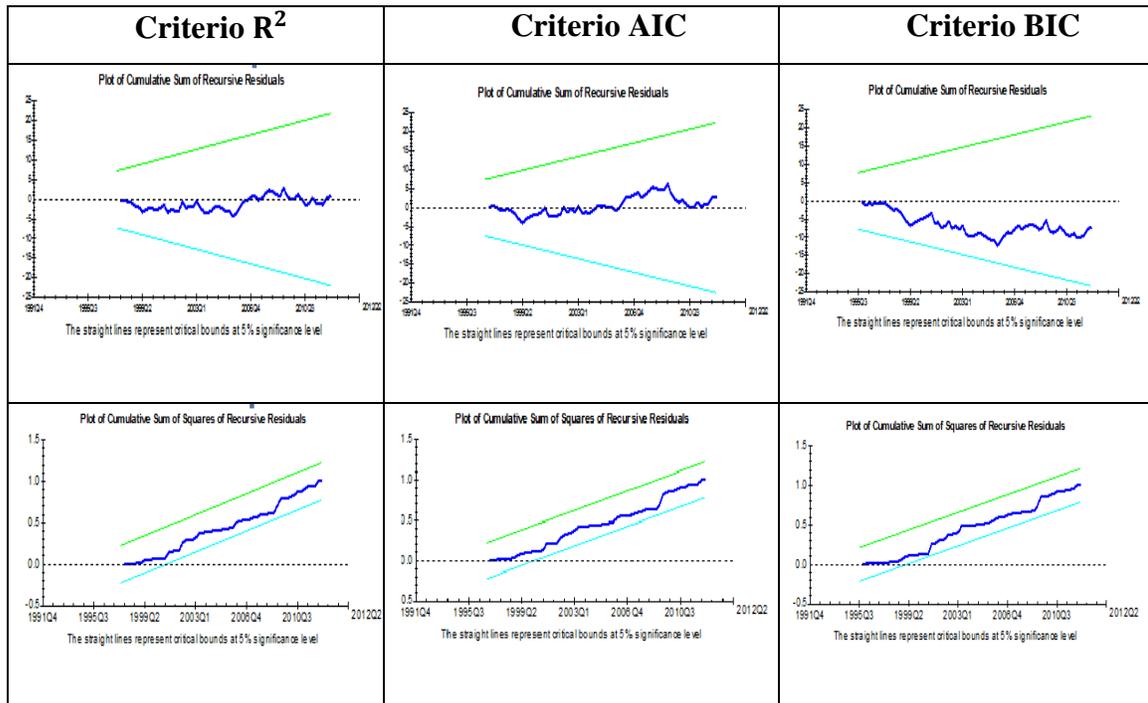
Variable	Criterio R²	Criterio AIC	Criterio BIC
Deu_Pub	0,3316*** (5,2437)	0,3233*** (4,3905)	0,1139 (0,4779)
Deu_Pri	-0,0537*** (-4,7174)	-0,5621*** (-4,1903)	-0,0422 (-1,1052)
Inf	-0,8710** (-3,3095)	-0,8841** (-2,9335)	-1,6693 (-1,5124)
Cap_Fin	-0,9932** (-3,2426)	-1,0212** (-2,8412)	-1,0300 (-0,9740)
Spr	0,4548 (1,2591)	0,5723 (1,3861)	0,9490 (0,8149)
ESI_Es	-0,5347*** (-5,8873)	-0,5976*** (-5,3191)	-1,1600*** (-1,9309)
VIX	0,0191 (0,3307)	0,0805 (1,4517)	0,2818 (1,2228)
C	59,4954*** (6,2485)	65,1116*** (5,5120)	132,1281** (2,0086)

** indica significación al 5% y *** al 1%. Entre paréntesis se indican los valores del estadístico t.

Fuente: Elaboración propia.

Adicionalmente (gráfico 35) se realizaron las correspondientes pruebas CUSUM y CUSUMQ de estabilidad de los coeficientes a largo plazo de las variables, que ponen de relieve que no hay problemas de inestabilidad en los mismos.

Gráfico 35. Test de estabilidad CUSUM y CUSUMQ



Fuente: Elaboración propia.

En los resultados de la tabla 22 los signos obtenidos muestran el tipo de relación a largo plazo que mantienen cada uno de los regresores con la variable dependiente, que en este caso sería la tasa de desempleo (Des). Del análisis de los mismos se pueden extraer las siguientes evidencias preliminares, a expensas de los resultados de las pruebas de causalidad que se van a llevar a cabo más adelante:

- La única variable que aparece como significativa (y lo es al 1%) en los cuatro criterios analizados es la confianza medida a través del Índice de Sentimiento Económico en España. El resultado confirma que a largo plazo incrementos en la confianza o en el sentimiento económico llevan asociada una disminución en la tasa de desempleo del país.

- En ninguno de dichos criterios la prima de riesgo soberana o *spread* ha salido significativa, esto es, el diferencial de rendimiento de la deuda española a largo plazo con respecto a la alemana no es una variable a considerar a la hora de determinar la tasa de desempleo de España. Este resultado vendría a confirmar los resultados obtenidos en los test de cointegración G-H efectuados en el capítulo 3, en donde se manifestaban resultados contradictorios en las relaciones a largo plazo entre la prima de riesgo soberana y determinadas variables económicas fundamentales.
- En ninguno de los cuatro criterios tampoco la variable de volatilidad VIX aparece como significativa en el largo plazo en un modelo en donde la tasa de desempleo figure como variable dependiente.
- La deuda pública con respecto al PIB mantiene una relación positiva en el largo plazo con la tasa de desempleo, es decir, incrementos en la deuda pública aparecen asociados a incrementos en dicha tasa. Esta variable es significativa al 1% en tres de los cuatro criterios analizados.
- La deuda privada con respecto al PIB se comporta de forma inversa en el largo plazo con respecto a la tasa de desempleo, esto es, un incremento de la ratio deuda privada/PIB lleva aparejada en el largo plazo una disminución de la tasa de desempleo, siendo significativa al 1% en tres de los cuatro criterios analizados.
- El nivel de inflación es otra de las variables que mantiene una relación de signo opuesto con la tasa de desempleo. En tres de los cuatro criterios analizados incrementos en la tasa de inflación llevan asociados en el largo plazo y de forma significativa (al 5%) una disminución de la tasa de desempleo, y viceversa.
- La variable de la ratio del saldo de la balanza por cuenta corriente más la de capital con respecto al PIB, utilizada como *proxy* de la capacidad o necesidad de financiación de una economía, mantiene también a largo plazo una relación inversa (y

significativa al 5% en tres de los cuatro criterios) con la tasa de desempleo. Esto es, a mayor capacidad de financiación de la economía española, menor será la tasa de desempleo, a tenor de los resultados obtenidos en los cuatro criterios. De esta forma se confirma que el incremento de la competitividad en el mercado exterior actúa de forma positiva en la reducción del desempleo.

Modelo a corto plazo

Tal y como se ha expuesto, una de las ventajas del modelo ARDL es la de poder analizar de forma conjunta la evolución de las variables en el largo y en el corto plazo. De esta forma y para determinar el comportamiento de dichas variables a corto plazo, procedemos a especificar y estudiar el denominado modelo de corrección de error (MCE).

La formulación del MCE (4.7) permite analizar el impacto que un “shock” en las variables tiene en el modelo en el corto plazo, así como el tiempo de ajuste necesario para volver a una situación de equilibrio¹¹⁸:

$$\begin{aligned} \Delta Des_t = & \alpha_0 + \delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^m \omega_i \Delta Des_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta Deu_Pub_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta Deu_Pri_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m \eta_i \Delta ESI_Es_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^m \psi_i \Delta Spr_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_i \Delta Cap_Fin_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varpi_i \Delta VIX_{t-i} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.7)$$

donde todas las variables ya han sido previamente definidas. ε_t corresponde a la perturbación aleatoria, α_0 al término independiente de la ecuación y δ , ω_i , δ_i , β_i , η_i , γ_i , ψ_i , φ_i y ϖ_i , a los coeficientes de los regresores (incluido uno correspondiente a la variable dependiente retardada y otro referido al término de corrección de error del modelo, e_{t-1}).

¹¹⁸ Con relación a los aspectos teóricos del MCE propuesto, recuérdese lo visto en el apartado 4.2.2 [ecuación (4.2)].

Primeramente, para poder utilizar con validez los resultados obtenidos en su estimación, se ha de comprobar tanto la significatividad del término de ajuste retardado un periodo (e_{t-1}) como su signo, que ha de ser negativo y que, como se verá más adelante, informa sobre la velocidad de ajuste hacia el equilibrio después de un shock en el modelo.

Tabla 23. Coeficientes del modelo ARDL a corto plazo

Variable	Criterio R²	Criterio AIC	Criterio BIC
dDeu_Pub	0,0656*** (3,4323)	0,0548** (3,0104)	0,0064 (0,4251)
dDeu_Pri	-0,0210 (-0,9495)	-0,0292 (-1,3704)	-0,0108 (-0,4904)
dInf	-0,1723** (-3,0494)	-0,1499** (-2,8043)	-0,941*** (-1,6890)
dCap_Fin	-0,1077** (-3,1386)	-0,1146*** (-3,3466)	-0,1010** (-2,814)
dSpr	0,0900 (1,1829)	0,0971 (1,2727)	0,0535 (0,7395)
dESI_Es	-0,0606** (-2,5609)	-0,0689** (-2,9709)	-0,0654* (-6,006)
dVIX	0,0119 (1,2822)	0,0136 (1,6175)	0,0159** (2,0143)
dC	11,7676*** (7,4258)	11,0430*** (7,2127)	7,4484*** (6,2846)
e(-1) (Término de ajuste o de corrección de error)	-0,1978*** (-4,7096)	-0,1696*** (-4,3203)	-0,0564*** (-1,9163)

* indica significación al 10%, ** al 5% y *** al 1%. Entre paréntesis se indican valores del estadístico t.

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de los resultados de los coeficientes del MCE que se exponen en la tabla 23 pone de manifiesto los siguientes aspectos¹¹⁹:

- Los MCE propuestos son válidos en todos los criterios, al ser significativos y negativos los correspondientes términos de corrección de error obtenidos.
- Todos los criterios reflejan que en nuestro país incrementos en la confianza medidos a través del ESI_Es tienen en el corto plazo una relación positiva (y significativa) con la disminución de la tasa de desempleo.
- En ninguno de los MCE las variables prima de riesgo y deuda privada/PIB tienen una significación en el corto plazo. Es decir, variaciones coyunturales de estas variables como pudieran ser *shocks* o alteraciones en los diferenciales de rendimientos de deuda pública a diez años no tienen impactos a corto plazo en la creación o destrucción de empleo en la economía española.
- El índice VIX solo aparece como significativo en el criterio BIC, mostrando en este caso una relación positiva con la tasa de desempleo.
- La ratio deuda pública/PIB según el modelo estaría asociada a una mayor tasa de desempleo en el corto plazo de forma significativa en tres de los cuatro criterios.
- Un incremento de la inflación lleva asociadas disminuciones en la tasa de paro en el corto plazo en España y de forma significativa según los resultados obtenidos en todos los criterios.

¹¹⁹ Para simplificar, la tabla 23 no incluye todas las estimaciones de los modelos de corto plazo, sino solo el primer término del polinomio de retardos de cada variable y el término de corrección de error. Para mayor detalle ver anexo D.

- Aumentos en la capacidad de financiación del país tienen en el corto plazo un impacto positivo en la disminución de la tasa de desempleo.
- Según el término de corrección de error del MCE, un impacto en el modelo tarda aproximadamente cinco trimestres en corregirse (1/0,19779) según el modelo del criterio R^2 , seis (1/0,16960) en el caso del modelo del criterio AIC y dieciocho (1/0,056373) de acuerdo con el modelo del criterio BIC, y así volver a una situación de equilibrio a largo plazo tal y como se ha definido anteriormente. Esto es, teniendo en cuenta los valores del MCE obtenidos, una desviación del valor de equilibrio de la tasa de desempleo en un plazo de un año es corregida en aproximadamente un 80% según el criterio R^2 , un 66,67% de acuerdo con el AIC y un 22,22% según el BIC.

En suma, una vez analizados los impactos a corto y largo plazo se puede llegar a las siguientes conclusiones:

- La variable ESI_Es utilizada como *proxy* de la confianza es significativa tanto en el corto como en el largo plazo en un modelo que tenga la tasa de desempleo como variable dependiente. Su relación es inversa, esto es, incrementos en la confianza empresarial o en el sentimiento económico llevarán asociadas disminuciones en la tasa de desempleo del país.
- El índice VIX solo aparece como significativo en el corto plazo y en un criterio, mostrando en este caso una relación positiva con la tasa de desempleo.
- Tanto a corto como a largo plazo, el comportamiento de los mercados de deuda pública medido a través de la prima de riesgo de deuda pública no es una variable significativa a considerar en un modelo que trate de analizar la evolución de la tasa de desempleo en España.

- La variable deuda pública/PIB mantiene en el largo y en el corto plazo una relación positiva con la tasa de desempleo en tres de los cuatro criterios analizados. Esto es, incrementos en la deuda pública están asociados en una relación de equilibrio con aumentos de la tasa de desempleo.
- La significatividad de la variable deuda privada/PIB en un modelo que analice el comportamiento de la tasa de desempleo solo se manifiesta en el largo plazo y de forma inversa (esto es, relacionando aumentos de deuda con disminuciones en la tasa de desempleo), no siendo una variable significativa en el modelo a corto plazo.
- Incrementos en la inflación tienen una relación negativa, tanto a corto como a largo plazo, con la tasa de desempleo, lo que implica que en el modelo de equilibrio propuesto la inflación estaría asociada con la creación de empleo.
- El incremento de la capacidad de financiación de España, medida a través del saldo de su balanza por cuenta corriente y de capital con respecto al PIB, está vinculada positivamente con la disminución de la tasa de desempleo, tanto en el largo como en el corto plazo.

4.4. Análisis de causalidad: el test de Granger

Se adelantaba en la introducción de este capítulo que el hecho de que a tenor de los resultados del test PSS haya una relación de cointegración entre variables, es condición necesaria pero no suficiente para la existencia de causalidad en el sentido de Granger (Morley, 2006).

En este sentido y dado que en el modelo ARDL hemos incluido tanto variables estacionarias como no estacionarias, se debe tener presente lo señalado por Feridun (2007) en cuanto a que, de haberse probado la relación a largo plazo entre las variables, podría llevarse a cabo la prueba de Granger (1969) independientemente del orden de

integración de las mismas. Con ello, se obtiene el sentido de la precedencia temporal entre las variables (Narayan y Smith, 2005).

En base a esto, se procede a la realización de dicha prueba para cada par de variables de las que se quiera comprobar la causalidad. Por ejemplo, en un modelo con dos variables, X (independiente) e Y (dependiente), se procede a la formulación de las siguientes ecuaciones:

$$X_t = c_y + \sum_{i=1}^k \alpha_{yi} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{yi} Y_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (4.8)$$

$$Y_t = c_c + \sum_{i=1}^k \alpha_{ci} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{ci} Y_{t-i} + \varepsilon_{ct} \quad (4.9)$$

donde ε_{yt} y ε_{ct} son las perturbaciones aleatorias de cada una de las ecuaciones, k el máximo número de retardos que se tienen en cuenta, y los restantes elementos (c_y , α_{yi} , β_{yi} , c_c , α_{ci} , β_{ci}) son los coeficientes de regresión (constantes).

La prueba consiste en ver qué proporción del valor actual de la variable dependiente puede explicarse por sus valores anteriores y así analizar si valores retardados del regresor pueden mejorar la explicación.

Partiendo de las dos regresiones expuestas, el procedimiento propuesto por Granger tiene como objetivo en la primera de ellas (4.8) comprobar si se verifica la hipótesis nula de que los coeficientes asociados a los valores retardados de la variable Y [esto es, $\beta_{y1}, \beta_{y2}, \dots, \beta_{yk}$] son conjuntamente no significativos. Si la misma es rechazada, se dice que Y causa (en el sentido de Granger) X. De forma paralela se procede para la otra formulación con los coeficientes $\beta_{c1}, \beta_{c2}, \dots, \beta_{ck}$ de la ecuación (4.9).

En el caso que se está estudiando, los análisis realizados del test PSS, por un parte, ponen de manifiesto la existencia de relaciones a largo plazo entre las variables deuda pública/PIB, deuda privada/PIB, inflación, prima de riesgo, capacidad de

financiación, ESI España, VIX y tasa de desempleo, y, por otra parte, señalan a esta última como dependiente en el modelo.

Dado que, según se ha señalado con anterioridad, los resultados obtenidos de las pruebas de cointegración (relación a largo plazo entre las variables) son condición necesaria pero no suficiente para determinar si existe causalidad, se procede a continuación a verificar si hay o no tal causalidad mediante los correspondientes test de Granger, para las variables tasa de desempleo y ESI_Es, pues el test PSS señala a la primera como variable dependiente y a la segunda como la única variable significativa (al 1%) para todos los criterios. Sus resultados figuran en la tabla 24¹²⁰.

Tabla 24. Resultados del test de Granger

Test de causalidad Granger	Estadístico F	P-valor
ESI_Es→Des	9,0263	0,0000***
Des→ESI_Es	1,5439	0,1984

*** indica significación al 1%.

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede observar, el resultado de las pruebas arroja causalidad-Granger unidireccional desde el ESI de España hacia la tasa de desempleo para un nivel de significación de un 1%. De esta forma se constata el sentido de la relación de causalidad existente entre las dos variables, esto es, que incrementos en la confianza en la economía española causan disminuciones en la tasa de desempleo de nuestro país y no al revés.

¹²⁰ Las pruebas se efectúan teniendo en cuenta cuatro retardos, dado que, como se ha comentado antes, es la práctica más habitual en la bibliografía analizada para el caso de la realización de pruebas ARDL con datos trimestrales. Ver el detalle de las mismas en el anexo D.

La confianza, medida a través del ESI, aparece como causante de disminuciones en la tasa de desempleo, esto es, una magnitud de tipo cualitativo y vinculada a expectativas, desempeña un papel clave en la buena marcha del mercado de trabajo. Este resultado viene a refrendar la idea de que el grado de confianza o “sentimiento” sobre la situación económica que tienen los diferentes agentes económicos resulta decisivo en la evolución del desempleo. Así, ante una situación de incremento de confianza en la situación presente y venidera de la economía, se reacciona con un incremento en la contratación de personal, mientras que lo contrario haría que se prescindiera de recursos (incrementando la tasa de desempleo) ante temores de empeoramiento de la situación económica a futuro.

De esto, obviamente, no se puede deducir que la confianza medida a través del índice de sentimiento económico ESI_Es sea la única variable a considerar en un modelo que estudie el comportamiento del paro en el país, puesto que para analizar de forma profunda la tasa de desempleo de una economía habría que considerar asimismo variables como el nivel de salarios, la productividad, etc.; pero los resultados obtenidos revelan que también se ha de resaltar la influencia de factores de tipo “cualitativo” en la economía, ya que, como se puede apreciar, la confianza o el sentimiento económico impactan directamente y son “causa” de una disminución de la tasa de desempleo, fundamental para la economía y sociedad en general de un país.

Dada la importancia del resultado puesto de manifiesto en los test de Granger, se ha procedido a ratificar el mismo aplicando el procedimiento de Toda y Yamamoto¹²¹ (1995) para probar igualmente la causalidad de Granger entre las variables ESI_Es y Des (tasa de desempleo). Este test es aplicable a situaciones en donde no todas las variables son estacionarias, como es el caso, ya que como se recordará, la variable ESI_Es, *proxy* de la confianza, era estacionaria y la tasa de desempleo integrada de primer orden.

Dentro de este procedimiento, el denominado Test de Traza de Johansen (*Johansen Trace Test*) y el Test de Máximo Autovalor (*Maximum Eigenvalue Test*)

¹²¹ Ver anexo E para el detalle de las pruebas.

indican la presencia de cointegración entre las dos series al 5%. De acuerdo con los resultados no se puede rechazar entonces la hipótesis nula de no causalidad de la tasa de desempleo al ESI_Es y, adicionalmente, la hipótesis nula de no causalidad del ESI_Es a la tasa de desempleo puede ser rechazada al nivel de significación del 1%, ratificando los resultados obtenidos en los test de Granger inicialmente llevados a cabo.

4.5. Conclusiones

En el ámbito del estudio de las relaciones a largo plazo entre determinadas variables económicas fundamentales y la confianza de los agentes económicos, una cuestión esencial es determinar si dicha confianza se debe considerar como una variable explicada o explicativa. Con este fin, hemos incorporado a nuestro análisis algunas de estas variables de la economía española (el desempleo, la inflación, la deuda privada/PIB, la deuda pública/PIB, y la capacidad de financiación/PIB), junto con otras que contienen información cualitativa y prospectiva de las expectativas de los agentes económicos (a saber, el ESI, la prima de riesgo soberana y la volatilidad del mercado).

El proceso de análisis desarrollado ha permitido obtener las conclusiones que a continuación se mencionan.

En primer lugar, el desempleo debe incluirse como variable dependiente en un modelo de cointegración que incluya las variables antes mencionadas.

En segundo lugar, el modelo ARDL estimado arroja dos conclusiones especialmente relevantes. Por una parte, el diferencial de rendimientos de la deuda pública soberana (prima de riesgo soberana) no tiene ningún impacto significativo sobre la tasa de desempleo. Por otra parte, el ESI, presenta tanto a largo como a corto plazo una relación inversa con la tasa de desempleo, esto es, incrementos del ESI en España están asociados con disminuciones de dicha tasa y viceversa.

Finalmente, la aplicación del test de Granger muestra la existencia de causalidad-Granger unidireccional del ESI hacia la tasa de desempleo para el caso de cuatro retardos. Si bien de estos resultados no se puede inferir que la confianza sea el principal factor explicativo de la evolución de la tasa de desempleo, sí revelan la importancia de una variable, la confianza, que hasta la fecha no ha sido utilizada en los modelos macroeconómicos que estudian los determinantes del paro.

Esta última conclusión no solo pone de relieve el importante papel que desempeña la confianza en la marcha de una economía como la española, sino que también de forma indirecta evidencia la necesidad de llevar a cabo medidas que la estimulen.

En definitiva, la constatación de la mencionada causalidad justifica la necesidad de incluir la confianza en los modelos macroeconómicos que tratan de explicar la evolución del desempleo en España. Además, de la evidencia empírica obtenida también se derivan importantes implicaciones para la política económica. Por un lado, se pone de relieve la importancia de implementar políticas que fomenten la confianza entre los agentes económicos y, por otro, se evidencia que uno de los criterios inexcusables a tener en cuenta a la hora de evaluar las decisiones por parte de los *policy-makers* deberá ser la influencia que las mismas tengan sobre la confianza.

CONCLUSIONES

Atendiendo a los objetivos establecidos en la Introducción de la presente Tesis Doctoral, las principales conclusiones de carácter general y vinculadas a dichos objetivos son las que a continuación se refieren.

En primer lugar, se ha demostrado que el “Economic Sentiment Indicator” (ESI) recoge información no contenida en el resto de variables económicas fundamentales de carácter cuantitativo que reflejan la evolución de una economía.

En segundo lugar, se ha evidenciado la necesidad de incorporar variables *proxy* de la confianza en modelos econométricos que traten de explicar ciertas variables fundamentales económicas. En este sentido, la modelización empleada ha permitido determinar el carácter exógeno de la confianza en los modelos que abordan su interrelación con las variables económicas fundamentales consideradas en nuestro análisis. En particular, se demuestra en esta Tesis Doctoral que la confianza de los agentes económicos afecta significativamente a la evolución de la economía española, y que más concretamente, su *proxy*, el ESI, está estrechamente asociado a la tasa de paro del país. En definitiva, la constatación de la mencionada causalidad justifica la necesidad de incluir la confianza en los modelos macroeconómicos que tratan de explicar la evolución del desempleo en España.

En tercer lugar, se ha obtenido evidencia que sugiere que los efectos de las políticas económicas sobre la confianza de los agentes económicos privados (consumidores y empresas) condicionan la eficacia de las mismas. Esta conclusión no solo pone de relieve el importante papel que desempeña la confianza en la marcha de una economía como la española, sino que también de forma indirecta evidencia la necesidad de llevar a cabo medidas que la estimulen.

Más concretamente, aparte de estas conclusiones generales, y tal y como se ha recogido en el apartado correspondiente de cada uno de los capítulos de la Tesis, el trabajo desarrollado ha permitido obtener otras conclusiones de carácter más específico:

1. Para medir la confianza se utilizan unos índices contruidos *ad hoc* a partir de datos provenientes de encuestas y entrevistas específicamente diseñadas para tal tarea, realizadas tanto a consumidores como a empresarios y en general a los diferentes agentes que intervienen en una economía. Una vez analizados diferentes indicadores de confianza se concluye que el ESI es el más adecuado como *proxy* de la confianza en el Área Euro en general y en España en particular.

2. Un primer análisis descriptivo del comportamiento de este indicador a lo largo del horizonte temporal considerado (1990-2014) permite inferir que:

a) El ESI en España está altamente correlacionado con el de la Unión Europea, no solo en lo que se refiere a la evolución de determinadas variables fundamentales económicas de carácter cuantitativo, sino también en cuanto al estado de ánimo o sentimiento de sus agentes económicos.

b) A pesar de la mencionada correlación, se constata que existen particularidades en el comportamiento del ESI español en comparación con el del Área Euro que merecen ser destacadas:

- Por un lado, la confianza en España ha estado más veces por encima de la del Área Euro que al revés, encontrándose los mayores diferenciales entre los años 2001 y 2006, cuando la confianza en nuestro país se situó clara y sistemáticamente en niveles superiores a la media de la Eurozona. En este sentido, cabe mencionar que el mantenimiento de tipos de interés bajos, sobre todo durante los años de puesta en marcha de la Unión Monetaria Europea, contribuyó a que determinadas economías periféricas –como es el caso español– se vieran inmersas en un clima de marcado por un “exceso” de confianza, factor este que puede haber contribuido significativamente a explicar la magnitud de la inflación en determinados mercados de activos. El exceso de confianza en España durante ese primer intervalo cambia

radicalmente a partir del 2010, momento en el cual la brecha de la confianza se invierte, arrastrando al ESI español a valores mínimos, que en diciembre de 2014 no alcanzaban los niveles previos a la última crisis económica.

- Por otro lado, la comparación a nivel sectorial entre el ESI de España y el del Área Euro refleja las fortalezas y debilidades de la economía de nuestro país. Existen sectores como el industrial donde el comportamiento de la confianza en España es claramente peor al del Área Euro, mientras que en el de servicios se da la situación inversa. Igualmente significativa es la evolución del indicador de confianza en el sector de la construcción en España con respecto al resto de países de la Eurozona. Concretamente es en este sector en donde la confianza en España se situó por encima de la del Área Euro en mayor número de ocasiones.
- c) El análisis del ESI de España en relación con los de otras economías periféricas en la UEM como las de Grecia y Portugal (y especialmente a partir del año 2007) pone de relieve el “contagio” existente de la confianza entre países. Esto es, el estado de ánimo, confianza o sentimiento de los agentes económicos de un país no solo tiene en cuenta la situación de dicho país, sino también la de las economías de su entorno.
3. Las pruebas de raíces unitarias realizadas en las series de la prima de riesgo soberana y del ESI, revelan la existencia de rupturas estructurales tanto aditivas como innovacionales que en algunos casos hacen cambiar su orden de integración. La conclusión más relevante a estos efectos es que en la evolución de ambas series se identifican tres periodos separados en el tiempo por dos hechos relevantes (señalados como *outliers* en las pruebas de raíces unitarias con rupturas), uno coincidente con la época de verificación del cumplimiento de las condiciones de convergencia del Tratado de Maastricht y otro con el estallido de la actual crisis económica.

4. Las pruebas de cointegración que contemplan la presencia de rupturas estructurales arrojan resultados relevantes a la hora de determinar la relación entre la prima de riesgo soberana y las variables económicas fundamentales. En este sentido los resultados obtenidos son contradictorios en cuanto a si existe una relación a largo plazo significativa entre esta confianza medida a través de la prima de riesgo soberana y las variables fundamentales de la economía española elegidas. En la medida en que bajo este método no es evidente la influencia de estos “fundamentales” en dicha evolución, se abre la posibilidad de que la prima de riesgo soberana dependa de una forma u otra de factores subjetivos (tales como el sentimiento del mercado) y especulativos, en particular, de la probabilidad de desintegración de la Eurozona (riesgo de reversibilidad de la Unión Monetaria Europea).

5. La aplicación del test de bandas o *bound test* permite identificar a la tasa de desempleo como la variable dependiente de un modelo de cointegración que incorpora todas las consideradas, a saber, el sentimiento o confianza en la economía (medida a través del indicador ESI España), la volatilidad de los mercados financieros (cuantificada mediante el VIX) y los “fundamentales” económicos (deuda privada/PIB, deuda pública, tasa de inflación, tasa de desempleo, capacidad de financiación/PIB y prima de riesgo soberana). Como puede observarse, el mencionado test revela que la confianza medida a través del ESI debe ser considerada como un regresor (carácter exógeno) en el modelo econométrico propuesto.

6. El modelo *Autoregressive-Distributed Lag* (ARDL) estimado, que incorpora no solo las variables independientes retardadas sino también los retardos de la variable dependiente (la tasa de desempleo), arroja varios resultados destacables:
 - a) Tanto en el corto como en el largo plazo, el índice de sentimiento económico (ESI) muestra una relación de carácter inverso con la tasa de desempleo, esto es,

en el caso español incrementos del ESI aparecen asociados a disminuciones de la tasa de desempleo y viceversa.

- b) El diferencial de rendimientos de la deuda pública (prima de riesgo soberana) no tiene impacto significativo sobre la tasa de desempleo. Este resultado viene a poner en entredicho el objetivo de reducción de dicha prima como prioridad a la hora de diseñar las estrategias de política económica.
 - c) La variable deuda pública/PIB mantiene en el largo y corto plazo una relación positiva con la tasa de desempleo, mientras que por su parte la deuda privada/PIB solo aparece relacionada con dicha tasa en el largo plazo y de forma inversa.
 - d) La capacidad de financiación de España, medida a través del saldo de su balanza por cuenta corriente y de capital en relación al PIB, está relacionada negativamente con la tasa de desempleo tanto en el largo como en el corto plazo.
 - e) La inflación tiene una relación negativa, tanto a corto como a largo plazo, con la tasa de desempleo, lo que implica que en el modelo de equilibrio propuesto la inflación estaría asociada con la creación de empleo.
7. Finalmente, los resultados derivados de la aplicación del test de Granger ofrecen evidencia concluyente sobre la existencia de causalidad-Granger unidireccional del ESI hacia la tasa de desempleo, por lo cual, desde el punto de vista metodológico, lo más adecuado es incluir en el modelo econométrico la confianza como una variable explicativa del desempleo. A su vez, de este resultado se puede desprender una implicación de carácter normativo, en el sentido de que para conseguir reducir el desempleo se deberían implementar medidas de política económica tendentes a aumentar la confianza de los agentes económicos.

Implicaciones de política económica

Aparte de las conclusiones previamente resumidas, también cabe destacar que de la evidencia empírica obtenida se derivan importantes implicaciones para la política económica, algunas de las cuales se resumen a continuación:

1. El análisis desarrollado a lo largo de la Tesis pone claramente de manifiesto la necesidad de incluir en modelos que traten de explicar la evolución de una economía, variables que aproximen de una forma sistemática el estado de ánimo o el sentimiento de los agentes económicos privados si se quieren realizar análisis y predicciones con un mayor grado de precisión. El no considerarlas puede derivar en que se tomen determinadas medidas de política económica que produzcan efectos no deseados, o bien que se dejen de utilizar instrumentos que pudieran complementar a los ya empleados normalmente por los *policy-makers*. En línea con este tipo de consideraciones, cabe señalar que el ESI sería el índice de confianza de referencia a incluir dentro del Análisis Económico llevado a cabo por parte del BCE como Primer Pilar de su Política Monetaria. Del mismo modo, la confianza y el sentimiento del consumidor son analizados periódicamente a través de sus índices correspondientes por parte de la Reserva Federal de Estados Unidos en sus reuniones del *Federal Open Market Committee*.
2. Las conclusiones previamente enumeradas, en su conjunto ponen de relieve la importancia de implementar políticas económicas que fomenten la confianza entre los agentes económicos. Además, de acuerdo con la evidencia proporcionada, parece evidente que uno de los criterios inexcusables a tener en cuenta en la evaluación de las decisiones de política económica es la influencia de las mismas sobre la confianza. En esta misma línea, también cabe señalar que las divergencias observadas en la evolución del ESI en España y en la Eurozona en determinados períodos temporales sugieren la posible existencia de asimetrías en la transmisión de los efectos de la política monetaria única.

3. La constatación de la relación de las mediciones de la confianza entre determinados países del Área Euro a raíz de los rescates producidos en algunos de ellos por parte de autoridades económicas europeas e internacionales hace que, a la hora de implementar determinadas medidas de política económica, los *policy-makers* deban de prestar atención a los efectos que estas pudieran producir en el nivel de confianza, no solo en el país objeto de intervención, sino también en el de las economías del entorno.
4. Los resultados derivados de la presente investigación también ponen de manifiesto la necesidad de relativizar el papel de la prima de riesgo soberana como objetivo de política económica, dado que no estaría garantizado que actuar sobre las variables macroeconómicas fundamentales analizadas reduzca significativamente dicha prima.
5. Las pruebas de causalidad efectuadas indican que se debe analizar el comportamiento del sentimiento económico o clima de confianza existente en la economía española como un factor relevante a la hora de implementar políticas orientadas a la reducción del desempleo. Los resultados de las pruebas Granger ayudan no solo a comprobar el papel tan importante que desempeña la confianza en la marcha de la economía de España, sino que también de forma indirecta deja patente la necesidad de llevar a cabo medidas que la estimulen.
6. La relevancia del papel de la confianza de los agentes económicos puesta de manifiesto en esta Tesis, y no tenida en cuenta hasta este momento, hace factible la puesta en práctica de medidas y políticas no aplicadas anteriormente que puedan acompañar y, si fuera el caso, sustituir a otras medidas de política económica propuestas. Por ejemplo, en un momento en donde el BCE está aplicando medidas de política monetaria de relajación cuantitativa que llevan a fijar los tipos de interés a niveles mínimos de cara a favorecer el crecimiento, la posibilidad de poner en marcha otras medidas que favorezcan las decisiones de consumo e inversión (y por

lo tanto del crecimiento del país) se torna una posible vía de actuación complementaria a las ya puestas en marcha.

En este sentido, la evaluación conjunta del comportamiento de la prima de riesgo de riesgo soberana y de las decisiones de política económica adoptadas tanto por gobiernos nacionales de los estados miembros de la Eurozona como por las autoridades supranacionales viene a poner de manifiesto que el carácter sistémico de la última crisis limita significativamente la eficacia de cualquier terapia parcial, exigiendo soluciones de carácter global que conllevarían altos niveles de cooperación/coordinación entre los distintos *policy-makers*.

Por último, en un contexto como el actual en el que determinadas circunstancias son vistas como potencialmente disruptivas de la Unión Monetaria Europea, resulta especialmente pertinente una reflexión sobre la probabilidad de que un fallo en la misma pudiera reintroducir un riesgo de tipo de cambio entre sus miembros. De hecho, si la apuesta por una Unión Europea no es suficientemente firme por parte de los estados miembros, la falta de confianza que este tipo de situaciones crea en los agentes económicos no puede corregirse mediante los mecanismos estabilizadores convencionales, obligando a actuar mediante otro tipo de medidas que, entre otras cosas, permitan recuperar e incrementar dicha confianza.

Futuras vías de investigación

Los resultados obtenidos abren diferentes vías de investigación que podrían explorarse en futuros trabajos. En particular, tomando como base el análisis desarrollado en la presente Tesis Doctoral, se pueden identificar tres líneas futuras de investigación potencialmente fructíferas y que, además, podrían contribuir a superar otras tantas limitaciones atribuibles al presente estudio.

Por un lado, cabe plantearse la extensión del análisis con la incorporación al mismo de otros países. La realización de pruebas paralelas con las variables de otros

países sería una oportunidad para conocer en qué medida se obtienen resultados similares a los obtenidos en esta Tesis. En el caso de los países europeos sería una tarea factible en la medida en que se dispone de datos homogéneos y validados. Avanzar en esta dirección permite, más allá de la evidencia descriptiva presentada en esta Tesis Doctoral, profundizar en la comparación entre el ESI de España y el del Área Euro, como reflejo en cierta medida de las fortalezas y debilidades de la economía del país en relación a la unión económica y monetaria a la que pertenece, y también, como indicador para detectar posibles desviaciones injustificadas. El estudio pormenorizado de la evolución de los diferenciales de confianza dentro del Área Euro posibilitaría utilizarlos como una suerte de “alerta” para detectar situaciones de crisis económicas tanto generales como sectoriales.

Por otra parte, también es posible extender el análisis añadiendo en el proceso de modelización indicadores adicionales que pueden haber influido significativamente en la confianza. En particular, a efectos de obtener evidencia adicional sobre el posible impacto que pueden tener medidas de política económica sobre la prima de riesgo y el ESI, se puede tratar de determinar la posible influencia de la incertidumbre generada por la política económica. La incorporación de este factor al modelo sería factible, dado que desde fechas recientes se dispone de datos sobre el denominado *Economic Policy Uncertainty Index* (EPUÍ)¹²². Asimismo, en la medida en que hace poco tiempo se han publicado datos de un indicador que trata de cuantificar la inestabilidad financiera y riesgo sistémico [*Composite Indicator of Systemic Stress* (CISS)]¹²³ también cabe ampliar la investigación en esta dirección.

Finalmente, una vía que sin duda enriquecería el análisis del papel de la confianza en la marcha de la economía sería la adopción de aproximaciones interdisciplinarias que, desde el punto de vista analítico, permitan profundizar en el conocimiento de los mecanismos que permiten generar confianza y los canales a través

¹²² Elaborado por Banco de la Reserva Federal de San Luis (Estados Unidos). Los datos del EPUÍ pueden consultarse en: <http://research.stlouisfed.org/fred2>. Acceso el 28 de agosto de 2015.

¹²³ Elaborado por el Banco Central Europeo. Los datos del CISS pueden consultarse en: <https://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=9551138>. Acceso el 28 de agosto de 2015.

de los cuales se transmite la influencia de esta sobre la economía. Abordar estos aspectos de carácter interdisciplinar es inexcusable dada la complejidad del fenómeno y teniendo en cuenta que dichos aspectos no han sido suficientemente estudiados en la literatura académica.

BIBLIOGRAFÍA

- Abad, J.M. y Hernández, J. (2011). Spanish Constitutional Reform. What is seen and not seen. Brussels: Centre for European Policy Studies (CEPS). CEPS Policy Brief, nº 253.
- Abo-Zaid, S. (2014). Revisions to US labor market data and the public's perception of the economy. *Economic Letters*, 122 (2), 119-124.
- Aßmann, C. y Boysen-Hogrefe, J. (2009). *Determinants of government bond spreads in the euro area: in good times as in bad*. Kiel: Kiel Institute for the World Economy. Working Paper nº 1548.
- Aizenman, J, Jinjara, Y. y Park D. (2013). *Fundamentals and Sovereign Risk of Emerging Markets*. Cambridge (Massachusetts): The National Bureau of Economic Research. Working Paper nº 18963.
- Akerlof, G. y Shiller, R. (2009). *Animal Spirits*. Barcelona: Ediciones Gestión 2000.
- Ardagna, S., Caselli, F., y Lane, T. (2004). *Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service: Some Estimates for OECD Countries*. Frankfurt: European Central Bank (ECB). Working Paper nº 411.
- Argyrou, M. y Kontonikas, A. (2010). *The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion*. Brussels: European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs. Economic Paper nº 436.
- Arif, S. y Lee, C.M.C. (2014). Aggregate Investment and Investor Sentiment. *The Review of Financial Studies*, 27 (11), 3241-3279.
- Arrow, K. (1972). Gifts and Exchanges. *Philosophy & Public Affairs*, 1 (4), 343-362.

- Athanassakos, G. y Carayannopoulos, P. (2001). An empirical analysis of the relationship of bond yield spreads and macro-economic factors. *Applied Financial Economics*, 11 (2), 197-207.
- Attinasi, M., Checherita, C. y Nickel, C. (2009). *What explains the surge in euro area sovereign spreads during the financial crisis of 2007-09*. Frankfurt: European Central Bank (ECB). Working Paper nº 1131.
- Baek, I., Bandopadhyaya, A. y Du, C. (2005). Determinants of market-assessed sovereign risk: Economic fundamentals or market risk appetite? *Journal of International Money and Finance*, 24 (4), 533-548.
- Bailey, N. (1975). *The Mathematical Theory of Infectious Diseases and Its Applications*. Londres: Editorial Griffin.
- Bajo, O. y Esteve, V. (1998). ¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996. *Revista Española de Economía*, 15 (2), 149-166.
- Baker, M. y Wurgler, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21 (2), 129-151.
- Banco Central Europeo (2013). *La Estrategia de Política Monetaria del Banco Central Europeo*. Disponible en:
http://www.ecb.int/ecb/educational/facts/monpol/html/mp_004.es.html. [2015, 3 de mayo].
- Banco de España (2012). *La reestructuración del sistema financiero en España*. Disponible en:
<http://www.bde.es/bde/es/secciones/prensa/infointeres/reestructuracion/>. [2015, 6 de septiembre].
- Banco de España (2013). *Rendimiento de deuda pública a largo plazo*. Disponible en:
<http://www.bde.es/webbde/es/estadis/infoest/indeco.html>. [2012, 18 de noviembre].

- Banco de España (2015). *Los criterios de convergencia*. Disponible en: http://www.bde.es/bde/es/secciones/eurosistema/uem/criterios/Los_criterios_de_convergencia.html. [2015, 3 de mayo].
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W. y Hendry, D.F. (1993). *Co-integration, error correction and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. y Stock, J. (1992). Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), 271-287.
- Barberis, N., Shleifer, A. y Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49 (3), 307-343.
- Barbosa, L. y Costa, S. (2010). *Determinants of Sovereign Bond Yield Spreads in the Euro Area in the Context of the Economic and Financial Crisis*. Lisboa: Banco de Portugal. Economic Bulletin Autumn 2010.
- Barrios, S., Iversen, P., Lewandowska, M. y Setzer, R. (2009). *Determinants of intra-euro area government bond spreads during the financial crisis*. Brussels: European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs. Economic Paper n° 388.
- Beltran H, y Durre, A. (2003). *The determinants of consumer confidence: the case of United States and Belgium*. Lovaina: Universite Catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics. Discussion Paper n° 53.
- Bernanke, B. (1990). *On the predictive power of interest rates and interest rate spreads*. Boston: Federal Reserve Bank of Boston National Bureau of Economic Research, New England Economic Review. N° November/December 1990, 51-68.
- Bernoth, K., y Erdogan, B. (2012). Sovereign bond yield spreads: A time-varying coefficient approach. *Journal of International Money and Finance*, 31 (3), 639-656.

- Bernoth, K., Hagen, J.V. y Schuknecht, L. (2012). Sovereign Risk Premium in the European Government Bond Market. *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 975–995.
- Berry, S. y Davey, M. (2004). *How should we think about consumer confidence?* London: Bank of England Quarterly Bulletin. N° Autumn 2004, 289-290.
- Bletzinger, T. y Wieland, V. (2013). Estimating the European Central Bank’s “Extended Period of Time”. Frankfurt: Goethe University, Institute for Monetary and Financial Stability. Working Paper n° 74.
- Bloomberg (2015). *Bloomberg Consumer Comfort Index*. Disponible en <http://www.langerresearch.com/content.php?i=7>. [2015, 15 de febrero].
- Bormann, S. (2013). *Sentiment Indices on Financial Markets: What Do they Measure?* Kiel: Kiel Institute for the World Economy, Economics. Discussion Paper n° 2013-58.
- Bossone, B. (1999). *The Role of Trust in Financial Sector Development*. Washington: The World Bank, Financial Sector Practice Department, Financial Economics Unit, Policy Research. Working Paper n° 2200.
- Bovi, M. (2009). Economic versus Psychological Forecasting. Evidence from Consumer Confidence Survey. *Journal of Economic Psychology*, 30 (4), 563–574.
- Bram, J. y Ludvigson, S. (1998). Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race. *Economic policy review (Federal Reserve Bank of New York)*, 4 (2), 59-78.
- Carrion-I-Silvestre, J.L., Artís, M. y Sansó, A. (2004). Raíces unitarias y cambios estructurales en las macromagnitudes españolas. *Revista de Economía Aplicada*, 12 (35), 5-27.
- Carroll, C., Fuhrer, J. y Wilcox, D. (1994). Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why? *American Economic Review*, 84 (5), 1397-1408.

- Chicago Board Options Exchange (2014). *Introduction to VIX Options and Futures*. Disponible en: <http://www.cboe.com/micro/VIX/vixintro.aspx>. [2014, 16 de noviembre].
- Chow, G. C. (1960) Tests of Equality between sets of coefficients in two-linear regressions. *Econometrica*, 64 (4), 813-836.
- CIS (2014). *Indicador de Confianza de los Consumidores*, Disponible en http://www.cis.es/cis/opencms/ES/13_Indicadores/Indicadores/ICC/index.jsp. [2014, 16 de noviembre].
- Claveria, O., Pons, E. y Ramos, R. (2007). Business and consumer expectations and macroeconomic forecasts. *International Journal of Forecasting*, 23 (1), 47-69.
- Clemente, J., Montañés, A. y Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economic Letters*, 59 (2), 175-182.
- De Andrés, J. (2004). Un análisis de la curva de rendimientos en el mercado de deuda pública española a medio y largo plazo en el periodo 1993-2004. *Revista Atlántica de Economía*, 3 (11), 1-30.
- De Grauwe, P. (2011). La gobernanza de una frágil eurozona. *Revista de Economía Institucional*, 13 (25), 13-42.
- De la Dehesa, G. (2010). *Los efectos de la falta de confianza*. Laboratorio de Ideas, El País. Disponible en www.elpais.es. [2010, 4 de abril].
- Desrosches, B. y Gosselin, M. (2002). *The Usefulness of Consumer Confidence Indexes in the United States*. Ottawa: Bank of Canada. Working Paper nº 2002-22.
- Dominitz, J. y Manski, C.F. (2003). *How should we measure Consumer Confidence (Sentiment)? Evidence from the Michigan Survey of Consumers*. Cambridge (Massachusetts): The National Bureau of Economic Research. Disponible en <http://www.nber.org/papers/w9926>. [2015, 4 de julio].

- Donoso, V. y Martín, V. (2010). *La sostenibilidad del déficit exterior de España*. Pozuelo de Alarcón: Instituto Complutense de Estudios Internacionales. Working Paper nº 1.
- Dudek, S. (2008). Consumer Survey Data and short-term forecasting of households consumption expenditures in Poland. *Munich Personal RePEc Archive*. Disponible en <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/19818>. [2015, 4 de julio].
- Dülman, K. y Windfuhr, M. (2000). Credit Spreads Between German and Italian Sovereign Bonds: Do One-Factor Affine Models Work? *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 17 (2), 166-181.
- Easaw, J., Garrat, D. y Heravi, S. (2005). Does consumer sentiment accurately forecast UK household consumption? Are there any comparisons to be made with the US? *Journal of Macroeconomics*, 27 (3), 517-532.
- Edwards, W. (1954). The theory of decision making. *Psychological Bulletin*, 51 (4), 380-417.
- Edwards, W. (1961). Behavioral decision theory. *Annual Review of Psychology*, 12 (1), 473-498.
- Eichengreen, B. y Mody, A. (1998). *What explains changing spreads on emerging-market debt: Fundamentals or market sentiment*. National Bureau of Economic Research. Working Paper nº 3486.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. Hoboken: Wiley.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Espasa, A. y Cancelo, J.R. (1993). *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Madrid: Alianza Editorial.

- Esteve, V., Sapena, J., y Tamarit, C. (1999). *Expectativas de devaluación y variables macroeconómicas*. Valencia: Universidad de Valencia, Departamento de Economía Aplicada II. Documento de Trabajo nº 99/13.
- Esteve, V. y Tamarit, C. (1994). Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España. *Revista de Economía Aplicada*, 2 (5), 27-50.
- European Commission (2014). The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide. Bruselas: *Directorate General for Economic and Financial Affairs*. Disponible en:
http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/bcs_user_guide_en.pdf. [2015, 26 de julio].
- European Council (2009). *Council Regulation*. Brussels: Official Journal of the European Union. Nº 479/2009. Disponible en:
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/Annexes/ei_naga_a_esms_an2.pdf [2014, 16 de noviembre].
- Favero, C.A., Giavazzi, F. y Spaventa, L. (1997). High Yields: The Spread on German Interest Rates. *The Economic Journal*, 107 (443), 956-985.
- Favero, C., Pagano, M. y Von Thadden, E-L. (2005). *Valuation, liquidity and risk in government bond markets*. Milano: Bocconi University, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research (IGIER). Working Paper nº 281.
- Feridun, M. (2007). Immigration, income and unemployment: An application of the bounds testing approach to cointegration. *The Journal of Developing Areas*, 41 (1), 37-49.
- Ferreira, E., Martínez, M.I., Navarro, E. y Rubio, G. (2008). Economic Sentiment and Yield Spreads in Europe. *European Financial Management*, 14 (2), 206-221.
- Fondo Monetario Internacional (2014). Spain. Financial Sector Reform-Final Progress Report. Washington D.C.: IMF Country Report nº 14/59. Disponible en <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2014/cr1459.pdf>. [2015, 29 de julio].

- Fontana, A. y Scheicher, M. (2010). *An analysis of Euro Area sovereign CDS and their relation with government bonds*. Frankfurt: European Central Bank (ECB). Working Paper n° 1271.
- Fox, A.J. (1972). Outliers in time series. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 24 (3), 350-363.
- Fuhrer, J. C. (1993). *What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Economy?* Boston: Federal Reserve Bank of Boston National Bureau of Economic Research, New England Economic Review. N° January-February 1993, 32-44.
- Fukuyama, F. (1995). *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. Nueva York: The Free Press.
- Gallup (2015). Gallup Daily: *U.S. Economic Confidence Index*. Disponible en <http://www.gallup.com/poll/151550/Gallup-Daily-Economic-Confidence-Index.aspx>. [2015, 15 de febrero].
- García, J.A. y Werner, S.E.V. (2013). Bond risk premia, macroeconomic factors and financial crisis in the euro area. Disponible en http://www.eea-esem.com/files/papers/eea-esem/2013/2281/Garcia_Werner_Bond_Premia_EA.pdf. [2015, 9 de mayo].
- García-Del-Barrio, P. y Gil-Alana, L.A. (2009). New revelations about unemployment persistence in Spain: Time series and panel data approaches using regional data. *Applied Economics*, 41 (3), 219-236.
- Gelper, S. y Croux, C. (2007). *The Predictive Power of the European Economic Sentiment Indicator*. Faculty of Economics and Applied Economics. Lovaina: Universidad Católica de Lovaina, Department of Decision Sciences and Information Management (KBI). Research Report n° 0707.
- Geyer, A., Kossmeier, S. y Pichler, S. (2004). Measuring systematic risk in EMU government yield spreads. *Review of Finance*, 8 (2), 171-197.

- Ghonghadze, J. y Lux, T. (2012). Modelling the dynamics of EU economic sentiment indicators: an interaction-based approach. *Applied Economics*, 44 (24), 205-3088.
- Glynn, J., Perera, N. y Verma, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 3 (1), 63-79.
- Golinelli, R. y Parigi, G. (2003). *What is this thing called confidence? A comparative analysis of consumer confidence indices in eight major countries*. Roma: Banca d'Italia, Servizio Studi. Temi di Discussione n° 484.
- Golinelli, R. y Parigi, G. (2004). Consumer Sentiment and Economic Activity. A Cross Country Comparison. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 10 (2), 147-170.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating casual relationships by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 425-435.
- Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3), 213-228.
- Gregory, A.W. y Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70 (1), 99-126.
- Guiso, L., Sapienza, P. y Zingales, L. (2007). *Trusting the Stock Market*. Brussels: European Corporate Governance Institute (ECGI). Working Papers Series in Finance. Working Paper n° 170.
- Gujarati, D. (2003). *Econometría*. México, D. F.: McGraw-Hill Interamericana.
- Gujarati, D. y Porter, D.C. (2010). *Econometría*. México, D. F.: McGraw-Hill Interamericana.
- Hardin, R. (2010). *Confianza y confiabilidad*. México: Fondo de Cultura Económica.

- Haugh, D., Ollivaud, P. y Turner, D. (2009). *What drives sovereign risk premiums? An analysis of recent evidence from the Euro area*. Paris: The Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), Economics Department. Working Paper n° 718.
- Hendry, D.F. y Ericsson, N.R. (1991). Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review*, 35 (4), 833-866.
- Holmes, M. (2006). How sustainable are OECD current account balances in the long run. *The Manchester School*, 74 (5), 626-643.
- IFO (2014). *Calculating the Ifo Business Climate*. Disponible en: <http://www.cesifo-group.de/ifoHome/CESifo-Group/ifo.html>. [2014, 16 de noviembre].
- Jacoby, G. y Shiller, I. (2007). The Determinants of TIPS Yields Spreads. *Journal of Applied Finance*, 17 (2), 72-81.
- Jaén, M. y López, E. (2001). *Modelos Económicos de Series Temporales. Teoría y Práctica*. Oviedo: Septem Ediciones.
- Jansen, W.J. y Nahuis, N.J. (2003). The stock market and consumer confidence: European evidence. *Economic Letters*, 79 (1), 89-98.
- Johanssen, S. (1998). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1), 231-254.
- Johanssen, S. y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and interference on cointegration with application to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Johnston, J. y Dinardo, J. (2001). *Métodos de Econometría*. Barcelona: Vicens Vives.
- Kahneman, D. (2003). Maps of Bounded Rationality: Psychology for Behavioral Economics. *The American Economic Review*, 93 (5), 1449-1475.

- Kaiser, R. y Maravall, A. (2001). *Seasonal outliers in time series*. Madrid: Servicio de Estudios del Banco de España. Documento de trabajo nº 9915. Disponible en www.bde.es. [2015, 4 de julio].
- Katona, G. (1951). *Psychological analysis of economic behavior*. New York: McGraw-Hill.
- Katona, G. (1975). *Psychological Economics*. New York: Elsevier.
- Keynes, J.M. (1936). *Teoría general del empleo, el interés y el dinero*. México: Traducción del Fondo de Cultura Económica. 1943.
- Knight, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty, and Profit*. New York: Harper.
- Krugman, P. (2012) *¡Acabad ya con esta crisis!* Barcelona: Crítica.
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 34 (1), 139-149.
- Lahiri, K. y Zhao, Y. (2013). *Determinants of Consumer Sentiment: Evidence from Household Survey Data*. Albany: University of Albany, Department of Economics. Disponible en: <http://www.albany.edu/economics/research/workingp/index.shtml>. [2014, 9 de mayo].
- Lee, W. Y., Jiang, C. X. y Indro, D. C. (2002). Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. *Journal of Banking & Finance*, 26 (12), 2277-2299.
- Leibenstein, H. (1966). Allocative Efficiency Vs. X-Efficiency. *American Economic Review*, 56 (3), 392-415.
- Leibenstein, H. (1968). Entrepreneurship and Development. *American Economic Review*, 58 (2), 72-83.
- Leibenstein, H. (1978). *General X-Efficiency Theory and Economic Development*. Nueva York: Harvard University Press.

- Lemmon, M. y Portniaguina, E. (2006). Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence. *The Review of Financial Studies*, 19 (4), 1499-1529.
- Li, C. (2010). *Does Consumer Confidence Forecast Economic Fluctuations? The case of China*. The Chinese Economic Association (UK) (CEAUK). Disponible en <http://www.ceauk.org.uk/2010-conference-papers/full-papers/>. [2015, 4 de julio]
- Libanio, G. (2005). Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence, *Nova Economía Belo Horizonte*, 15 (3) 145-176.
- Lovel, M. C. y Tien, P. (2000). Economic Discomfort and Consumer Sentiment. *Eastern Economic Journal*, 26 (1), 1-8.
- Luce, R. D. (1959). *Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis*. Nueva York: Wiley.
- Ludvigson S.C. (2004). Consumer Confidence and Consumer Spending. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (2), 29-50.
- Manganelli, S. y Wolswijk, G. (2007). What drives spreads in the euro area government bond market? *Economic Policy*, 24 (58), 191-240.
- Matsusaka, J. y Sbordone, A. (1995). Consumer Confidence and Economic Fluctuations. *Economy Inquiry*, 33 (2), 296-318.
- Meulen, P., Micheli, M. y Schmidt, T. (2014). Forecasting real state prices in Germany: the role of consumer confidence. *Journal of Property Research*, 31 (3), 244-263.
- Mishkin, F. S. (1976). Illiquidity, Consumer Durable Expenditure, and Monetary Policy. *The American Economic Review*, 66 (4), 642-654.
- Mishkin, F. S. (1977). What Depressed the Consumer? The Household Balance Sheet and the 1973-75 Recession. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 (1), 123-174.
- Mishkin, F. S. (1978). Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 (1), 217-232.

- Mody, A. (2009). *From Bear Stearns to Anglo Irish: How Eurozone Sovereign Spreads Related to Financial Sector Vulnerability*. Washington: International Monetary Fund (IMF). Working Paper n° 09/108.
- Morley, B. (2006). Causality between economic growth and immigration: An ARDL bounds testing approach. *Economic Letters*, 90 (1), 72-76.
- Narayan, P.K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37 (17), 1979-1990.
- Narayan, P.K. y Smyth, R. (2005). Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality test. *Energy Policy*, 33 (9), 1109-1116.
- Nelson, C. y Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139-169.
- Nieto-Parra, S. (2009). Who saw sovereign debt crisis coming? *Economía*, 10 (1), 125-169.
- Nilsson, R. (2000). *Confidence Indicators and Composite Indicators*. Paper for presentation at the CIRET Conference in Paris. 10-14 October 2000.
- North, D. (1981). *Structure and Change in Economic History*. New York: WW Norton.
- Otoo, M. (1999). *Consumer sentiment and the stock market*. Washington: Federal Reserve, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series. Paper n° 60.
- Pagano, M. y Von Thadden, E.-L. (2004). The European Bond Market under EMU. *Oxford Review of Economic Policy*, 20 (4), 531-554.
- Peña, D. (2010). *Análisis de series temporales*. Madrid: Alianza Editorial.
- Pérez, I, Castellanos, P. y Sanchez-Santos, J.M. (2013). Risk premium as an economic policy objective: the Spanish case. *Economics and Business Letters*, 2 (3), 94-104.

- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- Perron, P. y Vogelsang, T.J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 301-321.
- Pesaran, M.H. y Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. y Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Economics*, 16 (3), 289-326.
- Pincheira, P. (2014). Predicción del empleo sectorial y total en base a indicadores de confianza empresarial. *Economía Chilena. Banco Central de Chile*, 17 (1), 66-85.
- Pisani-Ferry, J. (2012). *El despertar de los demonios. La crisis del Euro y como salir de ella*. Barcelona: Antonio Bosch Editor.
- Praet, P. (2013). *Forward guidance and the ECB*. VoxEU.org. Disponible en: <http://www.voxeu.org/article/forward-guidance-and-ecb> [2015, 29 de julio].
- Raiser, M., Rousso, A., Steves, F. y Teksoz, U. (2007). Trust in Transition: Cross-Country and Firm Evidence. *The Journal of Law, Economics, & Organization*, 24 (2), 407-433.
- Real Academia Española de la Lengua (2011). Disponible en www.rae.es. [2015, 9 de mayo].
- Reinhart, C. y Rogoff K.S. (2010). Growth in a Time of Debt. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100 (2), 573-578.
- Remolona, E., Scatigna, M. y Wu, E. (2007). *Interpreting sovereign spreads*. Basilea: Bank of International Settlements (BIS), BIS Quarterly Review. March 2007.

- Reserva Federal (2013). *Minutes of the Federal Open Market Committee*. Disponible en <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/monetary/2013monetary.htm>. [2015, 15 de febrero].
- Romero-Ávila, D. y Usabiaga, C. (2013). Disaggregate evidence on Spanish inflation persistence. *Applied Economics*, 44 (23), 3029-3046.
- Roth, F. (2009). The Effect of the Financial Crisis on Systemic Trust. *Intereconomics*, 44 (4), 203-208
- Rua, A. (2002). *Composite Indicators for the Euro Area Economic Activity*. Lisboa: Banco de Portugal. Economic Bulletin September 2002.
- Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16 (3), 394-408.
- Schuknecht, L., Von Hagen, J. y Wolswijk, G. (2008). *Government Risk Premiums in the Bond Market: EMU and Canada*. Frankfurt: European Central Bank (ECB). Working Paper nº 879.
- Schulz, A. y Wolff, G.B. (2009). The German SNG Bond Market: Structure, Determinants of Yield Spreads and Berlin's Forgone Bailout. *Journal of Economics and Statistics*, 229 (1), 61-83.
- Scitovsky, T. (1976). *The joyless economy*. Oxford: Oxford University Press.
- Sequeiros, J., Sánchez-Santos, J. y Castellanos, P. (2012). La creación de un Área Monetaria Óptima en la Zona Euro: Diferenciales de inflación y desequilibrios públicos. *Revista de Economía Mundial*, 30 (1), 25-57.
- Sgherri, S. y Zoli, E. (2009). *Euro Area Sovereign Risk During the Crisis*. Washington: International Monetary Fund (IMF). Working Paper nº 09/222.
- Simon, H. (1955). A Behavioral Model of Rational Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 69 (1), 99-118.

- Smith, A. (1759). *Teoría de los Sentimientos Morales*. Madrid: Traducción de Alianza Editorial. 2004.
- Smith, R. (2000). Unit roots and all that: the impact of time-series methods on macroeconomics. En: Backhouse, R. y Salanti, A. (Eds). *Macroeconomics and the real world* (pp. 199-218). New York: Oxford University Press.
- Stiglitz, J. (1999). *Whither Reform? Ten Years of Transition*. Washington: World Bank, Annual Bank Conference on Development Economics. Keynote address, April 28-30, 1999.
- Stiglitz, J. (2008). The fruit of hypocrisy. *The Guardian*. Disponible en <http://www.guardian.co.uk/commentisfree/2008/sep/16/economics.wallstreet>. [2015, 31 de enero].
- Taylor, K. y McNabb, R. (2007). Business Cycles and the Role of Confidence: Evidence for Europe. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69 (2), 185-208.
- The Conference Board (2011). *Consumer Confidence Survey*. Technical Note. February 2011. Disponible en https://www.conference-board.org/pdf_free/press/TechnicalPDF_4134_1298367128.pdf. [2015, 4 de julio].
- Throop, A.W. (1992). *Consumer Sentiment: Its Causes and Effects*. San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Review nº 1, 35-49.
- Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66 (1), 225-250.
- Tonkiss, F. (2009). Trust, Confidence and Economic Crisis. *Intereconomics*, 44 (1) 196-202.
- Tratado de Maastricht sobre la Unión Europea (1992). *Unión Económica y Monetaria*. Disponible en: http://europa.eu/legislation_summaries/economic_and_monetary_affairs/introducing_euro_practical_aspects/125007_es.htm. [2014, 25 de diciembre].

- Tversky, A. (1972). Choice by elimination. *Journal of Mathematical Psychology*, 9 (1), 341–367.
- Tversky, A. (1972). Elimination by aspects: A theory of choice. *Psychological Review*, 79 (4), 281–299.
- Tversky, A. y Kahneman, D. (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science, New Series*, 185 (4157), 1124-1131.
- University of Michigan (2014). *Surveys of Consumers*. Disponible en: <http://www.sca.isr.umich.edu/>. [2015, 9 de mayo].
- Verma, R. y Soydemir, G. (2009). The impact of individual and institutional investor sentiment on the market price of risk. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49 (3), 1129-1145.
- Vuchelen, J. (1995). Political events and consumer confidence in Belgium. *Journal of Economic Psychology*, 16 (4), 563-579.
- Vuchelen, J. (2004). Consumer sentiment and macroeconomic forecasts. *Journal of Economic Psychology*, 25 (4), 493-506.
- Yao, S. y Luo, D. (2009). The Economic Psychology of Stock Market Bubbles in China. *The World Economy*, 32 (5), 667-691.
- Yao, J., Partington, G. y Stevenson, M. (2012). Predicting the directional change in consumer sentiment, *Australian Journal of Management*, 38 (1), 67-80.
- Zanin, L. (2010). The relationship between changes in the Economic Sentiment Indicator and real GDP growth: a time varying coefficient approach. *Economics Bulletin*, 30 (1), 837-846.
- Zivot, E. y Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.

ANEXOS

ANEXO A. Pruebas de raíces unitarias sin rupturas

En las pruebas que a continuación se detallan, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: deuda privada/PIB= DEU_PRI, deuda pública/PIB=DEU_PUB, ESI España=ESI_ES, tasa de inflación=INF, tasa de desempleo=DES, prima de riesgo soberana=SPR, capacidad/necesidad de financiación=CAP_FIN, VIX=VIX, rendimiento deuda pública española a 10 años=INT_ESP, y rendimiento deuda pública alemana a 10 años=INT_ALE.

A.1. Variables en niveles

Null Hypothesis: DEU_PRI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.395095	0.3794
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Null Hypothesis: DEU_PRI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.038295	0.5719
Test critical values:		
1% level	-4.071006	
5% level	-3.464198	
10% level	-3.158586	

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

Null Hypothesis: DEU_PRI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.876537	0.6580
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Null Hypothesis: DEU_PRI is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.216344
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DEU_PUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.133401	0.2324
Test critical values:		
1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

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

Null Hypothesis: DEU_PUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.547754	0.8754
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DEU_PUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.890728	0.7868
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: DEU_PUB is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.184549
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: ESI_ES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.682622	0.0812
Test critical values: 1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: ESI_ES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.682622	0.0812
Test critical values: 1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: ESI_ES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.970964	0.2990
Test critical values: 1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: ESI_ES is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.269571
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: INF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.198765	0.0920
Test critical values:		
1% level	-4.075340	
5% level	-3.466248	
10% level	-3.159780	

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

Null Hypothesis: INF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.848008	0.0186
Test critical values:		
1% level	-4.069631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

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

Null Hypothesis: INF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.186130	0.0941
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Null Hypothesis: INF is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.132729
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.005060	0.2842
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

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

Null Hypothesis: DES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.876413	0.3418
Test critical values:		
1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

Null Hypothesis: DES has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.840544	0.8022
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: DES is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.369535
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: SPR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 12 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.142342	0.9999
Test critical values:		
1% level	-4.086877	
5% level	-3.471693	
10% level	-3.162948	

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

Null Hypothesis: SPR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.640600	0.9738
Test critical values:		
1% level	-4.069631	
5% level	-3.463547	
10% level	-3.158207	

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

Null Hypothesis: SPR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.575011	0.9778
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Null Hypothesis: SPR is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.297257
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: CAP_FIN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.833916	0.3618
Test critical values:		
1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

Null Hypothesis: CAP_FIN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.833916	0.3618
Test critical values:		
1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

Null Hypothesis: CAP_FIN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 23 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.762013	0.0681
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: CAP_FIN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.596255
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: VIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.650527	0.0066
Test critical values:		
1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: VIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.650527	0.0066
Test critical values: 1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: VIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.607557	0.0075
Test critical values: 1% level	-3.508326	
5% level	-2.895512	
10% level	-2.584952	

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

Null Hypothesis: VIX is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.263806
Asymptotic critical values*: 1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: INT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.562774	0.0394
Test critical values: 1% level	-4.072415	
5% level	-3.464865	
10% level	-3.158974	

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

Null Hypothesis: INT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.024766	0.7412
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: INT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.701502	0.2388
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Null Hypothesis: INT_ALE is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.165363
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: INT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.378562	0.9868
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Null Hypothesis: INT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.553454	0.1068
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: INT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.761935	0.7146
Test critical values:		
1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

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

Null Hypothesis: INT_ESP is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.297519
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

A.2. Variables en primeras diferencias

Null Hypothesis: DDEU_PRI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.781228	0.0653
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DDEU_PRI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.781228	0.0653
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DDEU_PRI has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.268015	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DDEU_PRI is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.271546
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DDEU_PUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.733331	0.0727
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DDEU_PUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.733331	0.0727
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DDEU_PUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.529004	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DDEU_PUB is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.274618
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DESI_ES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.813381	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593121	
5% level	-1.944762	
10% level	-1.614204	

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

Null Hypothesis: DESI_ES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.594804	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DESI_ES has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.594804	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DESI_ES is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.092243
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DINF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.654459	0.0004
Test critical values: 1% level	-2.595340	
5% level	-1.945081	
10% level	-1.614017	

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

Null Hypothesis: DINF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.512792	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: DINF has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.337686	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DINF is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.060107
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DDES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.010989	0.0431
Test critical values:		
1% level	-2.594563	
5% level	-1.944969	
10% level	-1.614082	

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

Null Hypothesis: DDES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.509014	0.0126
Test critical values:		
1% level	-2.593121	
5% level	-1.944762	
10% level	-1.614204	

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

Null Hypothesis: DDES has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.530127	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DDES is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.313936
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DSPR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 11 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.346396	0.1637
Test critical values:		
1% level	-2.596586	
5% level	-1.945260	
10% level	-1.613912	

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

Null Hypothesis: DSPR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.384216	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DSPR has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.321054	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DSPR is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.559380
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DCAP_FIN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.045220	0.0027
Test critical values: 1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: DCAP_FIN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.045220	0.0027
Test critical values: 1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: DCAP_FIN has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 84 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-19.43737	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.592452	
5% level	-1.944666	
10% level	-1.614261	

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

Null Hypothesis: DCAP_FIN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 20 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.147501
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DVIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.965323	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DVIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.965323	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DVIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.93055	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DVIX is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 17 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.095027
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DINT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.200514	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

Null Hypothesis: DINT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.059821	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: DINT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.249419	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DINT_ALE is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.074128
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: DINT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.377772	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DINT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.377772	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DINT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.377772	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.509281	
5% level	-2.895924	
10% level	-2.585172	

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

Null Hypothesis: DINT_ESP is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.436053
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

A.3. Variables en segundas diferencias

Null Hypothesis: D2DEU_PRI has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.650769	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: D2DEU_PRI has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.12327	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2DEU_PRI has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 15 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-28.96994	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2DEU_PRI is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 20 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.178218
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2DEU_PUB has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.981190	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593824	
5% level	-1.944862	
10% level	-1.614145	

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

Null Hypothesis: D2DEU_PUB has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.966795	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593121	
5% level	-1.944762	
10% level	-1.614204	

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

Null Hypothesis: D2DEU_PUB has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 18 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-21.52809	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2DEU_PUB is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 33 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.277330
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2ESI_ES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 11 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.412033	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.597025	
5% level	-1.945324	
10% level	-1.613876	

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

Null Hypothesis: D2ESI_ES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.57593	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2ESI_ES has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.22840	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2ESI_ES is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.072807
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2INF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.905604	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.595745	
5% level	-1.945139	
10% level	-1.613983	

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

Null Hypothesis: D2INF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.424997	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593824	
5% level	-1.944862	
10% level	-1.614145	

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

Null Hypothesis: D2INF has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-14.42610	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2INF is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.010876
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2DES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.926404	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.594563	
5% level	-1.944969	
10% level	-1.614082	

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

Null Hypothesis: D2DES has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.335754	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: D2DES has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 24 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-18.78107	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2DES is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 21 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.113876
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2SPR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.871790	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.594946	
5% level	-1.945024	
10% level	-1.614050	

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

Null Hypothesis: D2SPR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.727895	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.593824	
5% level	-1.944862	
10% level	-1.614145	

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

Null Hypothesis: D2SPR has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-12.16731	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2SPR is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.125334
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2CAP_FIN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-23.51199	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: D2CAP_FIN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-23.51199	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593468	
5% level	-1.944811	
10% level	-1.614175	

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

Null Hypothesis: D2CAP_FIN has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 14 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.61298	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.592782	
5% level	-1.944713	
10% level	-1.614233	

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

Null Hypothesis: D2CAP_FIN is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 13 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.195242
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2VIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.066262	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.520307	
5% level	-2.900670	
10% level	-2.587691	

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

Null Hypothesis: D2VIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.417583	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

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

Null Hypothesis: D2VIX has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 26 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-39.00885	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: D2VIX is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 79 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.467795
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2INT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.443776	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

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

Null Hypothesis: D2INT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.22551	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

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

Null Hypothesis: D2INT_ALE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 45 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-28.30111	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: D2INT_ALE is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 41 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.309458
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D2INT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.992947	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

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

Null Hypothesis: D2INT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.924851	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

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

Null Hypothesis: D2INT_ESP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-12.91923	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

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

Null Hypothesis: D2INT_ESP is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.065851
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

ANEXO B. Pruebas de raíces unitarias con rupturas

B.1. Series trimestrales del 4T-1990 hasta el 2T-2012

En las pruebas que a continuación se detallan, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: deuda privada/PIB= X1, deuda pública/PIB=X2, ESI España=X4, inflación=X5, tasa de desempleo=X6, prima de riesgo soberana=X7, capacidad/necesidad de financiación=X8, VIX=X9, rendimiento deuda pública española a 10 años=int_esp, y rendimiento deuda pública alemana a 10 años=int_ale.

Igualmente se adjunta la siguiente ayuda para localizar las rupturas estructurales dentro del espacio temporal de la muestra¹²⁴:

	Trimestre		Trimestre		Trimestre		Trimestre
1	4T-90	23	2T-96	45	4T-01	67	2T-07
2	1T-91	24	3T-96	46	1T-02	68	3T-07
3	2T-91	25	4T-96	47	2T-02	69	4T-07
4	3T-91	26	1T-97	48	3T-02	70	1T-08
5	4T-91	27	2T-97	49	4T-02	71	2T-08
6	1T-92	28	3T-97	50	1T-03	72	3T-08
7	2T-92	29	4T-97	51	2T-03	73	4T-08
8	3T-92	30	1T-98	52	3T-03	74	1T-09
9	4T-92	31	2T-98	53	4T-03	75	2T-09
10	1T-93	32	3T-98	54	1T-04	76	3T-09
11	2T-93	33	4T-98	55	2T-04	77	4T-09
12	3T-93	34	1T-99	56	3T-04	78	1T-10
13	4T-93	35	2T-99	57	4T-04	79	2T-10
14	1T-94	36	3T-99	58	1T-05	80	3T-10
15	2T-94	37	4T-99	59	2T-05	81	4T-10
16	3T-94	38	1T-00	60	3T-05	82	1T-11
17	4T-94	39	2T-00	61	4T-05	83	2T-11
18	1T-95	40	3T-00	62	1T-06	84	3T-11
19	2T-95	41	4T-00	63	2T-06	85	4T-11
20	3T-95	42	1T-01	64	3T-06	86	1T-12
21	4T-95	43	2T-01	65	4T-06	87	2T-12
22	1T-96	44	3T-01	66	1T-07		

¹²⁴ El programa señala AO como referencia para las rupturas aditivas (*additive outliers*) e IO para rupturas innovacionales (*innovative outliers*).

B.1.1. Variables en niveles

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x1 T = 79 optimal breakpoints : 42 , 64

AR(2)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	70.49732	65.54410	-0.29830	81.25207
t-statistics:	19.995	16.406	-3.238	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x1 T = 79 optimal breakpoints : 38 , 57

AR(2)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	5.69656	4.49124	-0.07428	6.12768
t-statistics:	4.165	3.005	-3.952	
P-values:	0.000	0.004	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x2 T = 79 optimal breakpoints : 54 , 78

AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-13.95786	22.97450	-0.11349	57.06887
t-statistics:	-8.064	8.331	-2.305	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x2 T = 79 optimal breakpoints : 40 , 73

AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-1.57076	3.70487	-0.04877	3.24918
t-statistics:	-4.385	7.969	-2.854	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x4 T = 79 optimal breakpoints : 18 , 75

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	12.01452	-12.43582	-0.22863	91.92407
t-statistics:	5.311	-4.679	-5.715	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

x4 T = 79 optimal breakpoint : 75

AR(1)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-9.55233	-0.11899	101.05511
t-statistic:	-3.196	-3.970	
P-value:	0.002	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x4 T = 79 optimal breakpoints : 11 , 67

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	3.56040	-3.58381	-0.20051	17.70763
t-statistics:	3.752	-4.691	-5.909	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x5 T = 79 optimal breakpoints : 23 , 70

AR(4)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-2.10580	-0.95882	-0.22474	5.10580
t-statistics:	-8.000	-3.275	-2.501	
P-values:	0.000	0.002	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x5 T = 79 optimal breakpoints : 18 , 71

AR(9)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.82525	-0.56897	-0.42018	2.14870
t-statistics:	-3.372	-3.451	-4.829	
P-values:	0.001	0.001	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x6 T = 79 optimal breakpoints : 36 , 75

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-9.06393	9.95282	-0.32136	20.16444
t-statistics:	-15.017	11.545	-2.420	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x6 T = 79 optimal breakpoints : 32 , 71

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-1.20596	1.48743	-0.10156	2.22390
t-statistics:	-3.642	4.307	-3.740	
P-values:	0.001	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x7 T = 79 optimal breakpoints : 26 , 75

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-3.34819	1.99107	-0.76633	3.57962
t-statistics:	-17.076	7.649	-1.637	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x7 T = 79 optimal breakpoints : 23 , 77

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-0.71935	0.72246	-0.20417	0.75891
t-statistics:	-3.321	4.532	-3.518	
P-values:	0.002	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x8 T = 79 optimal breakpoints : 55 , 72

AR(4)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-6.37326	3.92235	-0.15436	-1.50909
t-statistics:	-11.595	5.590	-1.492	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x8 T = 79 optimal breakpoints : 52 , 73

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-2.02642	1.01845	-0.34364	-0.44212
t-statistics:	-3.847	1.698	-3.535	
P-values:	0.000	0.095	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

x8 T = 79 optimal breakpoint : 52

AR(12)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-1.88273	-0.41359	-0.49898
t-statistic:	-3.543	-4.208	
P-value:	0.001	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

x9 T = 79 optimal breakpoints : 46 , 71

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.07803	8.92799	-0.17993	19.35283
t-statistics:	-0.616	3.958	-2.124	
P-values:	0.540	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

x9 T = 79 optimal breakpoint : 71

AR(11)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	8.22955	-0.25507	18.97324
t-statistic:	4.237	-2.373	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

x9 T = 79 optimal breakpoints : 47 , 72

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.22861	0.26185	-0.28145	5.99902
t-statistics:	-1.378	0.198	-2.970	
P-values:	0.173	0.844	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

x9 T = 79 optimal breakpoint : 72

AR(11)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-1.00112	-0.24428	5.01625
t-statistic:	-0.746	-2.337	
P-value:	0.459	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

int_ale T = 79 optimal breakpoints : 27, 53

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-2.35923	-1.34949	-0.20762	7.09000
t-statistics:	-11.048	-6.665	-3.514	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

int_ale T = 79 optimal breakpoint : 35

AR(1)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-2.67703	-0.12992	6.53562
t-statistic:	-10.794	-2.743	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

int_ale T = 79 optimal breakpoints : 23, 46

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-0.26460	-0.22323	-0.13041	0.89448
t-statistics:	-1.995	-2.212	-2.929	
P-values:	0.050	0.030	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

int_ale T = 79 optimal breakpoint : 23

AR(2)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.12955	-0.04724	0.26083
t-statistic:	-0.974	-1.337	
P-value:	0.333	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

int_esp T = 79 optimal breakpoints : 26 , 51

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-5.62374	-0.80854	-0.40220	10.71987
t-statistics:	-17.291	-2.675	-5.452	
P-values:	0.000	0.009	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

int_esp T = 79 optimal breakpoint : 26

AR(1)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-6.10091	-0.37754	10.71987
t-statistic:	-21.664	-5.155	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

int_esp T = 79 optimal breakpoints : 23 , 46

AR(7)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.14637	-0.20211	-0.23477	2.37564
t-statistics:	-3.971	-1.574	-4.535	
P-values:	0.000	0.120	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

int_esp T = 79 optimal breakpoint : 23

AR(4)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-1.02644	-0.18085	1.85468
t-statistic:	-3.688	-4.225	
P-value:	0.000	-4.270	(5% crit. value)

B.1.2. Variables en primeras diferencias

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx1 T = 78 optimal breakpoints : 39 , 77

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	2.68333	-4.53561	-0.48251	0.62931
t-statistics:	5.074	-5.536	-3.689	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx1 T = 78 optimal breakpoints : 40 , 66

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.10363	-1.64318	-0.15436	0.48689
t-statistics:	-0.165	-3.112	-0.946	
P-values:	0.869	0.003	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

dx1 T = 78 optimal breakpoint : 40

AR(3)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-0.36084	-0.20068	0.28727
t-statistic:	-0.908	-2.163	
P-value:	0.367	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx2 T = 78 optimal breakpoints : 23 , 70

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.54746	2.99423	-0.89402	0.93385
t-statistics:	-5.062	8.941	-6.492	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx2 T = 78 optimal breakpoints : 24 , 71

AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.46824	3.05343	-0.92488	0.83279
t-statistics:	-4.392	6.531	-8.717	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx4 T = 78 optimal breakpoints : 11 , 71

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	1.72500	-0.16750	-0.67529	-1.57000
t-statistics:	1.679	-0.198	-4.806	
P-values:	0.098	0.844	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

dx4 T = 78 optimal breakpoint : 71

AR(3)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	0.07893	-0.54612	-0.09143
t-statistic:	0.094	-4.221	
P-value:	0.926	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx4 T = 78 optimal breakpoints : 67 , 72

AR(2)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-2.99228	3.46338	-0.64699	0.07183
t-statistics:	-2.387	2.516	-5.867	
P-values:	0.019	0.014	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx5 T = 78 optimal breakpoints : 70 , 76

AR(7)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.87729	1.18687	-1.04436	-0.03382
t-statistics:	-3.657	4.149	-2.856	
P-values:	0.001	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx5 T = 78 optimal breakpoints : 71 , 75

AR(7)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.45241	1.66434	-1.56400	-0.03893
t-statistics:	-4.958	5.052	-6.172	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx6 T = 78 optimal breakpoints : 12 , 67

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.88764	1.10527	-0.92899	0.61636
t-statistics:	-4.022	6.334	-3.897	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx6 T = 78 optimal breakpoints : 13 , 67

AR(5)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-1.00192	0.98107	-0.89159	0.74720
t-statistics:	-3.322	4.358	-5.342	
P-values:	0.001	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx7 T = 78 optimal breakpoints : 10 , 16

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.07500	0.19364	-0.19699	-0.10333
t-statistics:	-0.322	1.029	-0.763	
P-values:	0.749	0.309	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

dx7 T = 78 optimal breakpoint : 80

AR(11)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	0.47552	-0.59912	-0.04932
t-statistic:	2.845	-2.613	
P-value:	0.006	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx7 T = 78 optimal breakpoints : 11 , 24

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.00000	0.08423	-0.26488	-0.03541
t-statistics:	.	0.952	-1.102	
P-values:	.	0.345	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

dx7 T = 78 optimal breakpoint : 11

AR(11)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.00000	-0.30385	0.01966
t-statistic:	.	-1.183	
P-value:	.	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx8 T = 78 optimal breakpoints : 19 , 68

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-0.38798	0.73126	-1.97969	0.17778
t-statistics:	-0.829	1.593	-4.469	
P-values:	0.411	0.116	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

dx8 T = 78 optimal breakpoint : 68

AR(6)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.62702	-1.28881	-0.10597
t-statistic:	1.423	-3.467	
P-value:	0.160	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx8 T = 78 optimal breakpoints : 20 , 69

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-0.77016	1.15906	-1.50324	0.39441
t-statistics:	-2.291	3.262	-4.680	
P-values:	0.025	0.002	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

dx9 T = 78 optimal breakpoints : 49 , 71

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-0.55310	0.41716	-0.82043	0.09611
t-statistics:	-0.376	0.222	-1.004	
P-values:	0.709	0.825	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

dx9 T = 78 optimal breakpoint : 71

AR(12)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.03789	-1.40616	-0.07772
t-statistic:	0.024	-2.107	
P-value:	0.981	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

dx9 T = 78 optimal breakpoints : 50 , 72

AR(9)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-1.46877	-1.58948	-2.76549	0.89011
t-statistics:	-1.395	-1.182	-6.830	
P-values:	0.168	0.242	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

dx9 T = 78 optimal breakpoint : 72

AR(10)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-2.77388	-2.34233	0.33696
t-statistic:	-2.419	-5.355	
P-value:	0.019	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d_int_ale T = 78 optimal breakpoints : 13 , 34

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.15262	0.05295	-1.17493	-0.25167
t-statistics:	1.371	0.667	-6.368	
P-values:	0.175	0.507	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d_int_ale T = 78 optimal breakpoint : 34

AR(3)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.10844	-1.04614	-0.15455
t-statistic:	1.581	-5.608	
P-value:	0.118	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d_int_ale T = 78 optimal breakpoints : 34 , 37

AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.54264	-0.47436	-1.02440	-0.14962
t-statistics:	2.549	-2.276	-7.896	
P-values:	0.013	0.026	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d_int_esp T = 78 optimal breakpoints : 10 , 16

AR(8)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.19463	0.07043	-0.43004	-0.33074
t-statistics:	0.690	0.309	-2.120	
P-values:	0.493	0.758	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d_int_esp T = 78 optimal breakpoint : 10

AR(4)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.25957	-0.66510	-0.33074
t-statistic:	1.384	-4.092	
P-value:	0.171	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

int_esp T = 79 optimal breakpoints : 23 , 46

AR(7)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-1.14637	-0.20211	-0.23477	2.37564
t-statistics:	-3.971	-1.574	-4.535	
P-values:	0.000	0.120	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

int_esp T = 79 optimal breakpoint : 23

AR(4)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-1.02644	-0.18085	1.85468
t-statistic:	-3.688	-4.225	
P-value:	0.000	-4.270	(5% crit. value)

B.1.3. Variables en segundas diferencias

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x1 T = 77 optimal breakpoints : 33 , 39

AR(9)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.03929	-0.19694	-1.65170	0.05794
t-statistics:	0.028	-0.147	-3.042	
P-values:	0.977	0.884	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x1 T = 77 optimal breakpoint : 39

AR(5)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.16402	-1.50076	0.06431
t-statistic:	-0.244	-3.720	
P-value:	0.808	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x1 T = 77 optimal breakpoints : 40 , 44

AR(5)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-4.36002	4.08674	-1.74424	0.17737
t-statistics:	-4.249	3.797	-4.194	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x2 T = 77 optimal breakpoints : 12 , 71

AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.40505	0.22462	-3.84122	0.33683
t-statistics:	-0.764	0.514	-2.571	
P-values:	0.449	0.610	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x2 T = 77 optimal breakpoint : 12

AR(2)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-0.35713	-2.00533	0.33683
t-statistic:	-0.688	-7.675	
P-value:	0.494	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x2 T = 77 optimal breakpoints : 7 , 13

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	2.43064	-1.84652	-2.53111	-0.55316
t-statistics:	1.802	-3.245	-7.897	
P-values:	0.076	0.002	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x2 T = 77 optimal breakpoint : 13

AR(3)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	-1.08735	-2.44770	1.11934
t-statistic:	-2.192	-7.474	
P-value:	0.032	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x4 T = 77 optimal breakpoints : 16 , 73

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.67932	0.57932	-2.63868	0.45476
t-statistics:	-0.826	0.705	-6.072	
P-values:	0.412	0.484	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x4 T = 77 optimal breakpoint : 9

AR(9)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.96716	-3.64241	-0.90476
t-statistic:	0.894	-5.005	
P-value:	0.375	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x4 T = 77 optimal breakpoints : 10 , 74

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.00000	0.36625	-4.00462	-0.27053
t-statistics:	.	0.539	-4.310	
P-values:	.	0.592	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x4 T = 77 optimal breakpoint : 10

AR(9)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.00000	-3.63562	0.00892
t-statistic:	.	-5.434	
P-value:	.	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x5 T = 77 optimal breakpoints : 71 , 75

AR(7)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-0.35278	0.43889	-2.84096	0.01111
t-statistics:	-0.980	1.086	-3.549	
P-values:	0.331	0.282	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x5 T = 77 optimal breakpoint : 71

AR(7)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.02361	-3.18722	0.01111
t-statistic:	-0.121	-5.319	
P-value:	0.904	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x5 T = 77 optimal breakpoints : 68 , 72

AR(8)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-0.10874	0.25290	-4.13579	-0.00247
t-statistics:	-0.386	0.831	-6.304	
P-values:	0.700	0.409	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x5 T = 77 optimal breakpoint : 72

AR(7)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	0.08144	-3.47955	0.02677
t-statistic:	0.553	-6.283	
P-value:	0.582	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x6 T = 77 optimal breakpoints : 43 , 72

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	0.06591	-0.09770	-1.51223	-0.01488
t-statistics:	0.348	-0.394	-4.038	
P-values:	0.729	0.695	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x6 T = 77 optimal breakpoint : 43

AR(3)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	0.03261	-1.67764	-0.01488
t-statistic:	0.193	-4.661	
P-value:	0.847	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x6 T = 77 optimal breakpoints : 44 , 73

AR(5)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	0.25148	-0.43123	-2.70612	-0.08581
t-statistics:	1.641	-2.142	-6.013	
P-values:	0.105	0.036	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x6 T = 77 optimal breakpoint : 73

AR(5)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.29845	-2.58404	0.03633
t-statistic:	-1.632	-5.829	
P-value:	0.107	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x7 T = 77 optimal breakpoints : 10, 13

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.02139	0.04440	-4.49092	-0.03917
t-statistics:	0.067	0.159	-4.261	
P-values:	0.947	0.874	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x7 T = 77 optimal breakpoint : 13

AR(11)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.05995	-4.49092	-0.03333
t-statistic:	0.394	-4.261	
P-value:	0.695	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x7 T = 77 optimal breakpoints : 7, 14

AR(5)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.00000	0.39458	-2.52041	-0.37706
t-statistics:	.	2.748	-6.944	
P-values:	.	0.008	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x7 T = 77 optimal breakpoint : 7

AR(10)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.00000	-3.17376	0.02838
t-statistic:	.	-3.007	
P-value:	.	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x8 T = 77 optimal breakpoints : 60 , 80

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.05362	0.56929	-5.61135	-0.00862
t-statistics:	0.076	0.479	-5.894	
P-values:	0.939	0.633	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x8 T = 77 optimal breakpoint : 20

AR(2)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.04262	-3.85595	0.08889
t-statistic:	-0.060	-23.235	
P-value:	0.953	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x8 T = 77 optimal breakpoints : 57 , 61

AR(10)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.26664	0.11995	-8.90024	-0.12300
t-statistics:	0.366	0.159	-4.677	
P-values:	0.716	0.874	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x8 T = 77 optimal breakpoint : 21

AR(6)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.04208	-4.82988	0.06710
t-statistic:	-0.115	-5.064	
P-value:	0.909	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2x9 T = 77 optimal breakpoints : 71 , 74

AR(11)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-2.68944	3.90299	-6.14323	-0.02681
t-statistics:	-0.543	0.726	-2.498	
P-values:	0.589	0.471	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2x9 T = 77 optimal breakpoint : 71

AR(9)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	0.48174	-7.50020	-0.02681
t-statistic:	0.208	-4.450	
P-value:	0.836	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2x9 T = 77 optimal breakpoints : 72 , 76

AR(9)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-13.81034	14.05418	-7.02520	0.28331
t-statistics:	-5.411	4.951	-6.443	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

d2x9 T = 77 optimal breakpoint : 72

AR(12)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-5.09956	-14.29654	0.39113
t-statistic:	-3.684	-7.051	
P-value:	0.001	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2int_ale T = 77 optimal breakpoints : 34 , 37

AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	0.14080	-0.16191	-3.85729	0.00698
t-statistics:	0.635	-0.742	-5.875	
P-values:	0.528	0.461	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2int_ale T = 77 optimal breakpoint : 34

AR(4)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	-0.01195	-2.66695	0.00698
t-statistic:	-0.146	-6.346	
P-value:	0.885	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2int_ale T = 77 optimal breakpoints : 31 , 38

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	0.29780	-0.32297	-2.30536	0.00461
t-statistics:	2.105	-2.376	-7.581	
P-values:	0.039	0.020	-5.490	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

d2int_esp T = 77 optimal breakpoints : 10 , 13

AR(5)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	0.03764	0.04179	-2.47459	-0.05208
t-statistics:	0.100	0.127	-6.612	
P-values:	0.921	0.899	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

d2int_esp T = 77 optimal breakpoint : 13

AR(11)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	0.06916	-3.55282	-0.04182
t-statistic:	0.386	-3.943	
P-value:	0.701	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

d2int_esp T = 77 optimal breakpoints : 11 , 18

AR(5)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	0.80398	-0.47381	-2.82419	-0.31906
t-statistics:	2.729	-2.688	-7.625	
P-values:	0.008	0.009	-5.490	(5% crit. value)

B.2. Series mensuales de ene-2007 hasta dic-2014

En las pruebas que a continuación se detallan, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: prima de riesgo soberana=spread y ESI España=esi_es.

Igualmente, se adjunta la siguiente ayuda para localizar las rupturas estructurales dentro del espacio temporal elegido:

	Mes		Mes		Mes		Mes
1	ene-07	25	ene-09	49	ene-11	73	ene-13
2	feb-07	26	feb-09	50	feb-11	74	feb-13
3	mar-07	27	mar-09	51	mar-11	75	mar-13
4	abr-07	28	abr-09	52	abr-11	76	abr-13
5	may-07	29	may-09	53	may-11	77	may-13
6	jun-07	30	jun-09	54	jun-11	78	jun-13
7	jul-07	31	jul-09	55	jul-11	79	jul-13
8	ago-07	32	ago-09	56	ago-11	80	ago-13
9	sep-07	33	sep-09	57	sep-11	81	sep-13
10	oct-07	34	oct-09	58	oct-11	82	oct-13
11	nov-07	35	nov-09	59	nov-11	83	nov-13
12	dic-07	36	dic-09	60	dic-11	84	dic-13
13	ene-08	37	ene-10	61	ene-12	85	ene-14
14	feb-08	38	feb-10	62	feb-12	86	feb-14
15	mar-08	39	mar-10	63	mar-12	87	mar-14
16	abr-08	40	abr-10	64	abr-12	88	abr-14
17	may-08	41	may-10	65	may-12	89	may-14
18	jun-08	42	jun-10	66	jun-12	90	jun-14
19	jul-08	43	jul-10	67	jul-12	91	jul-14
20	ago-08	44	ago-10	68	ago-12	92	ago-14
21	sep-08	45	sep-10	69	sep-12	93	sep-14
22	oct-08	46	oct-10	70	oct-12	94	oct-14
23	nov-08	47	nov-10	71	nov-12	95	nov-14
24	dic-08	48	dic-10	72	dic-12	96	dic-14

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

spread T = 87 optimal breakpoints : 2011-12 , 2013-06

AR(2)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	2.94803	-2.07722	-0.11819	1.07919
t-statistics:	11.485	-6.407	-2.370	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

spread T = 87 optimal breakpoint : 2010-07

AR(0)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	2.35946	-0.07834	0.51400
t-statistic:	13.136	-1.772	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

spread T = 87 optimal breakpoints : 2010-03 , 2013-06

AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	0.34920	-0.29936	-0.11222	0.06320
t-statistics:	3.196	-3.453	-3.325	
P-values:	0.002	0.001	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

spread T = 87 optimal breakpoint : 2010-02

AR(12)	du1	(rho - 1)	const

Coefficient:	0.27487	-0.12495	0.05862
t-statistic:	2.596	-3.375	
P-value:	0.012	-4.270	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model

esi_es T = 87 optimal breakpoints : 2008-07 , 2009-09

AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const

Coefficients:	-19.95000	13.48018	-0.12578	100.67143
t-statistics:	-10.954	8.631	-2.300	
P-values:	0.000	0.000	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, AO model

esi_es T = 87 optimal breakpoint : 2013-08

AR(3)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	8.93894	-0.07451	92.27439
t-statistic:	4.388	-2.481	
P-value:	0.000	-3.560	(5% crit. value)

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model

esi_es T = 87 optimal breakpoints : 2007-12 , 2009-05

AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients:	-2.36330	1.87896	-0.10660	10.67081
t-statistics:	-2.295	2.656	-3.030	
P-values:	0.024	0.009	-5.490	(5% crit. value)

Perron-Vogelsang unit-root test with single mean shift, IO model

esi_es T = 87 optimal breakpoint : 2013-04

AR(3)	du1	(rho - 1)	const
Coefficient:	1.16346	-0.07814	7.04550
t-statistic:	2.136	-2.860	
P-value:	0.035	-4.270	(5% crit. value)

ANEXO C. Pruebas de cointegración E-G y G-H

C.1. Prueba E-G

En las prueba que a continuación se detalla, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: deuda privada/PIB= DPR, deuda pública/PIB=DPU, tasa de inflación=I, tasa de desempleo=P, prima de riesgo soberana=S y capacidad/necesidad de financiación=F.

Dependent Variable: Y_S

Method: Least Squares

Sample: 1 87

Included observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1_DPR	0.005574	0.002608	2.137339	0.0356
X2_DPU	-0.048442	0.015217	-3.183367	0.0021
X5_I	0.586558	0.076861	7.631453	0.0000
X6_P	0.277751	0.024227	11.46456	0.0000
X8_F	0.077277	0.060512	1.277047	0.2052
C	-2.859855	1.001413	-2.855819	0.0055
R-squared	0.807904	Mean dependent var		1.506667
Adjusted R-squared	0.796046	S.D. dependent var		1.713208
S.E. of regression	0.773707	Akaike info criterion		2.391224
Sum squared resid	48.48838	Schwarz criterion		2.561287
Log likelihood	-98.01826	Hannan-Quinn criter.		2.459703
F-statistic	68.13265	Durbin-Watson stat		0.489623
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.973170	0.0000
Test critical values ¹²⁵ :		
1% level	-5.215114	
5% level	-4.578238	
10% level	-4.255538	

¹²⁵ Calculados a partir de la metodología propuesta por MacKinnon (2010).

ANEXO D. Resultados del *bound test* y del ARDL

En las pruebas que a continuación se detallan, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: deuda privada/PIB=X1, deuda pública/PIB=X2, ESI España=X4, tasa de inflación=X5, tasa de desempleo=X6, prima de riesgo soberana=X7, capacidad/necesidad de financiación=X8 y VIX=X9.

D.1. Resultados para el *bound test* para cuatro retardos¹²⁶

A) Modelo 1 (Variable dependiente: deuda privada/PIB)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX1
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
C                  .61047              .46053                  1.3256[.191]
DX1(-1)           .22827              .14337                  1.5922[.118]
DX1(-2)           .38744              .16249                  2.3843[.021]
DX1(-3)           -.17318             .15797                  -1.0963[.278]
DX1(-4)           .22543              .16877                  1.3357[.188]
DX2(-1)           .081144            .31092                  .26098[.795]
DX2(-2)           -.51714            .29303                  -1.7648[.084]
DX2(-3)           -.067438           .33292                  -.20257[.840]
DX2(-4)           .0067085           .30922                  .021695[.983]
DX4(-1)           -.024723           .17924                  -.13793[.891]
DX4(-2)           .23583             .18793                  1.2549[.215]
DX4(-3)           -.19207            .19095                  -1.0059[.319]
DX4(-4)           .11502             .18117                  .63489[.528]
DX5(-1)           -.51759            .59207                  -.87421[.386]
DX5(-2)           .12560             .66308                  .18941[.851]
DX5(-3)           -.57607            .68361                  -.84268[.404]
DX5(-4)           .41605             .61645                  .67491[.503]
DX6(-1)           1.2214             .68638                  1.7795[.081]
DX6(-2)           -1.3937            .76488                  -1.8221[.075]
DX6(-3)           1.0196             .74411                  1.3702[.177]
DX6(-4)           -.48340            .62632                  -.77180[.444]
DX7(-1)           -.15248            1.2707                  -.11999[.905]
DX7(-2)           -1.4185            1.4705                  -.96464[.339]
DX7(-3)           .77763             1.0672                  .72870[.470]
DX7(-4)           -.28072            .95978                  -.29248[.771]
DX8(-1)           -.0025882          .35246                  -.0073432[.994]
DX8(-2)           -.14847            .36747                  -.40404[.688]
DX8(-3)           -.16104            .40030                  -.40230[.689]
DX8(-4)           -.15419            .36013                  -.42816[.670]
DX9(-1)           -.13387            .063977                 -2.0924[.042]
DX9(-2)           .033655           .066850                 .50343[.617]
DX9(-3)           -.045134           .069454                 -.64984[.519]
DX9(-4)           -.092955           .065129                 -1.4272[.160]
*****
R-Squared          .58372              R-Bar-Squared          .31187
S.E. of Regression 2.3745              F-stat. F( 32, 49)     2.1472[.008]
Mean of Dependent Variable 1.6446              S.D. of Dependent Variable 2.8624
Residual Sum of Squares 276.2696              Equation Log-likelihood -166.1539
Akaike Info. Criterion -199.1539              Schwarz Bayesian Criterion -238.8648
DW-statistic       1.9486
*****

```

¹²⁶ Se destacan en rojo los valores de referencia para dichos test mencionados en la tabla 19.

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX1

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	6.9615	18.5697	.37488[.710]
DX1(-1)	.043503	.14733	.29527[.769]
DX1(-2)	.18302	.17951	1.0196[.314]
DX1(-3)	-.42159	.18866	-2.2347[.031]
DX1(-4)	-.010641	.18764	-.056711[.955]
DX2(-1)	.41795	.40064	1.0432[.303]
DX2(-2)	-.085105	.40318	-.21109[.834]
DX2(-3)	.29618	.39293	.75379[.455]
DX2(-4)	.52297	.38225	1.3681[.179]
DX4(-1)	-.065569	.20366	-.32196[.749]
DX4(-2)	.14450	.20912	.69100[.493]
DX4(-3)	-.24858	.22044	-1.1277[.266]
DX4(-4)	.071446	.20962	.34084[.735]
DX5(-1)	-.46933	.77066	-.60900[.546]
DX5(-2)	.17707	.92885	.19063[.850]
DX5(-3)	-.43481	.80563	-.53971[.592]
DX5(-4)	.33899	.79307	.42745[.671]
DX6(-1)	1.1362	.83290	1.3642[.180]
DX6(-2)	-1.2239	.92141	-1.3282[.191]
DX6(-3)	.83918	.82604	1.0159[.316]
DX6(-4)	.017450	.77119	.022627[.982]
DX7(-1)	.63997	1.4296	.44765[.657]
DX7(-2)	-.52832	1.6468	-.32082[.750]
DX7(-3)	1.5104	1.1299	1.3368[.189]
DX7(-4)	-.40931	1.0743	-.38100[.705]
DX8(-1)	.66909	.57425	1.1651[.251]
DX8(-2)	.40820	.53667	.76062[.451]
DX8(-3)	.25321	.51241	.49416[.624]
DX8(-4)	.046888	.43041	.10894[.914]
DX9(-1)	-.038562	.093313	-.41326[.682]
DX9(-2)	.070250	.089919	.78126[.439]
DX9(-3)	-.0039223	.087072	-.045047[.964]
DX9(-4)	-.11072	.073185	-1.5129[.138]
X1(-1)	-.054661	.024003	-2.2773[.028]
X2(-1)	.14127	.17312	.81599[.419]
X4(-1)	.044469	.17605	.25259[.802]
X5(-1)	-.28850	.92827	-.31079[.758]
X6(-1)	-.49641	.43885	-1.1312[.265]
X7(-1)	-.97458	1.1309	-.86177[.394]
X8(-1)	-.84291	.51247	-1.6448[.108]
X9(-1)	-.12125	.097120	-1.2484[.219]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 20.1389[.010]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 23.1098[.003]

F Statistic F(8, 41)= 1.6684[.136]

B) Modelo 2 (Variable dependiente: deuda pública/PIB)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX2
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  .58704          .22016              2.6664[.010]
DX1(-1)           -.075259        .068537             -1.0981[.278]
DX1(-2)           .10669         .077680             1.3734[.176]
DX1(-3)           -.18553        .075517             -2.4568[.018]
DX1(-4)           -.029922       .080682             -.37086[.712]
DX2(-1)           .18758         .14863              1.2620[.213]
DX2(-2)           .10231         .14009              .73035[.469]
DX2(-3)           -.10466        .15915              -.65762[.514]
DX2(-4)           .095323        .14782              .64485[.522]
DX4(-1)           .066243        .085685              .77309[.443]
DX4(-2)           .025089        .089839              .27927[.781]
DX4(-3)           -.072719       .091282             -.79664[.430]
DX4(-4)           -.10337        .086607             -1.1936[.238]
DX5(-1)           -.081091       .28304              -.28650[.776]
DX5(-2)           .31940         .31699              1.0076[.319]
DX5(-3)           -.039359       .32680              -.12044[.905]
DX5(-4)           -.098613       .29469              -.33463[.739]
DX6(-1)           .50466         .32813              1.5380[.130]
DX6(-2)           -.57080        .36565              -1.5610[.125]
DX6(-3)           .44391         .35573              1.2479[.218]
DX6(-4)           .16979         .29942              .56709[.573]
DX7(-1)           1.1780         .60748              1.9392[.058]
DX7(-2)           -.16277        .70300              -.23153[.818]
DX7(-3)           .72632         .51015              1.4237[.161]
DX7(-4)           .15479         .45882              .33736[.737]
DX8(-1)           .16417         .16849              .97434[.335]
DX8(-2)           .039278        .17567              .22359[.824]
DX8(-3)           .24191         .19137              1.2641[.212]
DX8(-4)           .062491        .17216              .36298[.718]
DX9(-1)           .0049116       .030584              .16059[.873]
DX9(-2)           .027980        .031958              .87553[.386]
DX9(-3)           .049834        .033203              1.5009[.140]
DX9(-4)           -.028180       .031135             -.90509[.370]
*****
R-Squared          .72692          R-Bar-Squared      .54858
S.E. of Regression 1.1351          F-stat.            F( 32, 49)        4.0760[.000]
Mean of Dependent Variable .38283          S.D. of Dependent Variable 1.6895
Residual Sum of Squares 63.1368          Equation Log-likelihood -105.6349
Akaike Info. Criterion -138.6349          Schwarz Bayesian Criterion -178.3458
DW-statistic       1.9193
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX2

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	4.8076	7.5458	.63712[.528]
DX1(-1)	.015665	.059868	.26166[.795]
DX1(-2)	.15398	.072944	2.1109[.041]
DX1(-3)	-.072367	.076660	-.94399[.351]
DX1(-4)	.091520	.076246	1.2003[.237]
DX2(-1)	-.22783	.16280	-1.3994[.169]
DX2(-2)	-.37355	.16383	-2.2801[.028]
DX2(-3)	-.52454	.15966	-3.2853[.002]
DX2(-4)	-.37663	.15533	-2.4248[.020]
DX4(-1)	.17504	.082755	2.1151[.041]
DX4(-2)	.12669	.084977	1.4909[.144]
DX4(-3)	.0035226	.089575	.039325[.969]
DX4(-4)	-.031982	.085177	-.37547[.709]
DX5(-1)	-.086697	.31316	-.27685[.783]
DX5(-2)	.38186	.37744	1.0117[.318]
DX5(-3)	-.0079077	.32737	-.024156[.981]
DX5(-4)	.0097826	.32226	.030356[.976]
DX6(-1)	.14162	.33845	.41845[.678]
DX6(-2)	-.98925	.37441	-2.6421[.012]
DX6(-3)	.39338	.33566	1.1720[.248]
DX6(-4)	-.30612	.31337	-.97686[.334]
DX7(-1)	.75107	.58093	1.2929[.203]
DX7(-2)	-.34079	.66917	-.50928[.613]
DX7(-3)	.30582	.45914	.66606[.509]
DX7(-4)	.56904	.43654	1.3035[.200]
DX8(-1)	.45054	.23335	1.9308[.060]
DX8(-2)	.31246	.21808	1.4328[.159]
DX8(-3)	.43398	.20822	2.0843[.043]
DX8(-4)	.21957	.17490	1.2554[.216]
DX9(-1)	-.048432	.037918	-1.2773[.209]
DX9(-2)	.0059746	.036538	.16352[.871]
DX9(-3)	.0068510	.035382	.19363[.847]
DX9(-4)	-.039366	.029739	-1.3237[.193]
X1(-1)	.014568	.0097535	1.4937[.143]
X2(-1)	-.044516	.070349	- .63279 [.530]
X4(-1)	-.13054	.071538	-1.8247[.075]
X5(-1)	-.063717	.37720	-.16892[.867]
X6(-1)	.52496	.17832	2.9439[.005]
X7(-1)	-.057126	.45954	-.12431[.902]
X8(-1)	-.088038	.20824	-.42277[.675]
X9(-1)	.040698	.039465	1.0313[.308]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 37.3042[.000]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 49.7609[.000]

F Statistic F(8, 41)= **4.2775**[.001]

C) Modelo 3 (Variable dependiente: ESI)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX4
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  - .54900         .42697              -1.2858[.205]
DX1(-1)           .33545          .13292              2.5237[.015]
DX1(-2)           .10372          .15065              .68846[.494]
DX1(-3)           -.26595         .14645              -1.8160[.075]
DX1(-4)           -.036753        .15647              -.23488[.815]
DX2(-1)           -.11517         .28826              -.39955[.691]
DX2(-2)           .52926         .27168              1.9481[.057]
DX2(-3)           .45350         .30865              1.4693[.148]
DX2(-4)           -.052248        .28668              -.18225[.856]
DX4(-1)           .54512         .16617              3.2804[.002]
DX4(-2)           .27984         .17423              1.6062[.115]
DX4(-3)           -.35286         .17703              -1.9932[.052]
DX4(-4)           -.13649         .16796              -.81260[.420]
DX5(-1)           -.038809        .54891              -.070702[.944]
DX5(-2)           -1.0053         .61475              -1.6353[.108]
DX5(-3)           .52337         .63379              .82578[.413]
DX5(-4)           .066239        .57152              .11590[.908]
DX6(-1)           .37611         .63636              .59104[.557]
DX6(-2)           -.59858         .70914              -.84409[.403]
DX6(-3)           -.41769         .68988              -.60545[.548]
DX6(-4)           .019436        .58067              .033471[.973]
DX7(-1)           -1.9170         1.1781              -1.6272[.110]
DX7(-2)           3.4118         1.3634              2.5025[.016]
DX7(-3)           -2.4623        .98937              -2.4888[.016]
DX7(-4)           .18815         .88982              .21144[.833]
DX8(-1)           -.091780        .32677              -.28087[.780]
DX8(-2)           -.060533        .34069              -.17768[.860]
DX8(-3)           .011797        .37113              .031787[.975]
DX8(-4)           -.052464        .33388              -.15713[.876]
DX9(-1)           -.017311        .059314              -.29186[.772]
DX9(-2)           .081518        .061978              1.3153[.195]
DX9(-3)           .8946E-3        .064392              .013894[.989]
DX9(-4)           -.044650        .060382              -.73945[.463]
*****
R-Squared          .69252          R-Bar-Squared      .49171
S.E. of Regression 2.2014          F-stat.            F( 32, 49)        3.4487[.000]
Mean of Dependent Variable -.076829        S.D. of Dependent Variable 3.0878
Residual Sum of Squares 237.4650        Equation Log-likelihood -159.9483
Akaike Info. Criterion -192.9483        Schwarz Bayesian Criterion -232.6592
DW-statistic       1.8131
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX4

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	36.1963	16.3605	2.2124[.033]
DX1(-1)	.31308	.12980	2.4120[.020]
DX1(-2)	.12799	.15815	.80929[.423]
DX1(-3)	-.12010	.16621	-.72260[.474]
DX1(-4)	.0015950	.16531	.0096481[.992]
DX2(-1)	-.32775	.35298	-.92854[.359]
DX2(-2)	.40361	.35521	1.1363[.262]
DX2(-3)	.30125	.34618	.87021[.389]
DX2(-4)	-.23455	.33677	-.69646[.490]
DX4(-1)	.55325	.17943	3.0835[.004]
DX4(-2)	.41247	.18424	2.2387[.031]
DX4(-3)	-.12244	.19421	-.63043[.532]
DX4(-4)	-.094912	.18468	-.51394[.610]
DX5(-1)	.28836	.67897	.42471[.673]
DX5(-2)	-.96653	.81834	-1.1811[.244]
DX5(-3)	.58337	.70978	.82190[.416]
DX5(-4)	.055827	.69872	.079899[.937]
DX6(-1)	.21596	.73380	.29430[.770]
DX6(-2)	-.56170	.81179	-.69193[.493]
DX6(-3)	-.59703	.72776	-.82037[.417]
DX6(-4)	-.47929	.67944	-.70542[.485]
DX7(-1)	-1.1467	1.2595	-.91038[.368]
DX7(-2)	4.4541	1.4509	3.0700[.004]
DX7(-3)	-1.9478	.99549	-1.9566[.057]
DX7(-4)	.92992	.94648	.98250[.332]
DX8(-1)	-.56932	.50593	-1.1253[.267]
DX8(-2)	-.31102	.47282	-.65779[.514]
DX8(-3)	-.16106	.45144	-.35676[.723]
DX8(-4)	-.057429	.37920	-.15145[.880]
DX9(-1)	.077506	.082211	.94276[.351]
DX9(-2)	.16363	.079221	2.0655[.045]
DX9(-3)	.080604	.076713	1.0507[.300]
DX9(-4)	.028024	.064478	.43464[.666]
X1(-1)	-.0023586	.021147	-.11153[.912]
X2(-1)	.013549	.15253	.088831[.930]
X4(-1)	-.30629	.15511	-1.9748[.055]
X5(-1)	-.19496	.81784	-.23839[.813]
X6(-1)	-.032432	.38664	-.083883[.934]
X7(-1)	-1.0530	.99636	-1.0569[.297]
X8(-1)	.62498	.45150	1.3842[.174]
X9(-1)	-.095805	.085565	-1.1197[.269]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 26.1362[.001]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 31.4718[.000]

F Statistic F(8, 41)= 2.3978[.032]

D) Modelo 4 (Variable dependiente: tasa de inflación)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX5
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  -.068605         .10347              -.66307[.510]
DX1(-1)           -.0063455        .032210             -.19700[.845]
DX1(-2)           .027670         .036507             .75795[.452]
DX1(-3)           .0017033        .035490             .047994[.962]
DX1(-4)           -.0086064       .037917             -.22698[.821]
DX2(-1)           -.091118        .069852             -1.3044[.198]
DX2(-2)           .0084773        .065835             .12877[.898]
DX2(-3)           .053174         .074795             .71093[.481]
DX2(-4)           .047089        .069471             .67782[.501]
DX4(-1)           .015433         .040269             .38325[.703]
DX4(-2)           .0057024        .042221             .13506[.893]
DX4(-3)           .036728         .042899             .85614[.396]
DX4(-4)           -.016351        .040702             -.40173[.690]
DX5(-1)           .23492          .13302             1.7661[.084]
DX5(-2)           -.16683         .14897             -1.1199[.268]
DX5(-3)           .18611         .15358             1.2118[.231]
DX5(-4)           -.53308         .13850             -3.8491[.000]
DX6(-1)           .023370         .15421             .15155[.880]
DX6(-2)           .017501         .17184             .10184[.919]
DX6(-3)           .078721         .16718             .47088[.640]
DX6(-4)           -.073616        .14071             -.52316[.603]
DX7(-1)           -.44213         .28549             -1.5486[.128]
DX7(-2)           .64592         .33038             1.9551[.056]
DX7(-3)           -.041615        .23975             -.17357[.863]
DX7(-4)           .27128         .21563             1.2581[.214]
DX8(-1)           -.12271         .079185            -1.5496[.128]
DX8(-2)           -.072534        .082559            -.87857[.384]
DX8(-3)           -.10027         .089934            -1.1149[.270]
DX8(-4)           -.094524        .080909            -1.1683[.248]
DX9(-1)           -.012710        .014373            -.88425[.381]
DX9(-2)           -.0069677       .015019            -.46393[.645]
DX9(-3)           .7114E-3        .015604            .045592[.964]
DX9(-4)           .4440E-3        .014632            .030346[.976]
*****
R-Squared          .55905          R-Bar-Squared      .27109
S.E. of Regression .53346          F-stat.             F( 32, 49)         1.9414[.018]
Mean of Dependent Variable -.043902        S.D. of Dependent Variable .62484
Residual Sum of Squares 13.9446        Equation Log-likelihood -43.7163
Akaike Info. Criterion -76.7163        Schwarz Bayesian Criterion -116.4272
DW-statistic       1.9687
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX5

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	7.8115	4.1657	1.8752[.068]
DX1(-1)	-.013234	.033050	-.40041[.691]
DX1(-2)	.015917	.040269	.39527[.695]
DX1(-3)	.0036389	.042320	.085983[.932]
DX1(-4)	-.032345	.042092	-.76844[.447]
DX2(-1)	-.15808	.089874	-1.7589[.086]
DX2(-2)	-.035217	.090443	-.38938[.699]
DX2(-3)	-.016315	.088143	-.18510[.854]
DX2(-4)	-.0039025	.085748	-.045511[.964]
DX4(-1)	.059996	.045685	1.3133[.196]
DX4(-2)	.063645	.046911	1.3567[.182]
DX4(-3)	.076121	.049450	1.5394[.131]
DX4(-4)	.022871	.047022	.48638[.629]
DX5(-1)	.58755	.17288	3.3986[.002]
DX5(-2)	.26587	.20836	1.2760[.209]
DX5(-3)	.49216	.18072	2.7233[.009]
DX5(-4)	-.14324	.17791	-.80517[.425]
DX6(-1)	.17669	.18684	.94570[.350]
DX6(-2)	.14929	.20670	.72228[.474]
DX6(-3)	.088696	.18530	.47866[.635]
DX6(-4)	.027222	.17300	.15735[.876]
DX7(-1)	-.82349	.32070	-2.5678[.014]
DX7(-2)	.077928	.36941	.21095[.834]
DX7(-3)	-.15847	.25347	-.62522[.535]
DX7(-4)	.089633	.24099	.37193[.712]
DX8(-1)	.0026898	.12882	.020880[.983]
DX8(-2)	.0088049	.12039	.073137[.942]
DX8(-3)	-.032358	.11495	-.28151[.780]
DX8(-4)	-.053367	.096552	-.55272[.583]
DX9(-1)	-.010263	.020932	-.49027[.627]
DX9(-2)	-.0032373	.020171	-.16049[.873]
DX9(-3)	.0098582	.019533	.50471[.616]
DX9(-4)	.017797	.016417	1.0840[.285]
X1(-1)	-.011418	.0053844	-2.1206[.040]
X2(-1)	.044411	.038836	1.1435[.259]
X4(-1)	-.039662	.039492	-1.0043[.321]
X5(-1)	-.70369	.20824	-3.3793 [.002]
X6(-1)	-.24415	.098444	-2.4801[.017]
X7(-1)	.76818	.25369	3.0280[.004]
X8(-1)	-.13766	.11496	-1.1975[.238]
X9(-1)	.0084228	.021786	.38660[.701]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 20.3262[.009]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 23.3585[.003]

F Statistic F(8, 41)= **1.6891**[.130]

E) Modelo 5 (Variable dependiente: tasa de desempleo)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX6
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  .10323           .097433             1.0595[.295]
DX1(-1)           -.13450          .030332            -4.4343[.000]
DX1(-2)           .016622         .034378             .48351[.631]
DX1(-3)           .064161         .033420             1.9198[.061]
DX1(-4)           .013283         .035706             .37202[.711]
DX2(-1)           .099270         .065779             1.5091[.138]
DX2(-2)           -.079799        .061996            -1.2872[.204]
DX2(-3)           -.088978        .070433            -1.2633[.212]
DX2(-4)           .032184         .065420             .49197[.625]
DX4(-1)           -.059943        .037921            -1.5808[.120]
DX4(-2)           -.057986        .039759            -1.4584[.151]
DX4(-3)           .8707E-3        .040397            .021552[.983]
DX4(-4)           .0018045        .038328            .047080[.963]
DX5(-1)           -.14731         .12526             -1.1760[.245]
DX5(-2)           .11076         .14028             .78957[.434]
DX5(-3)           -.13358         .14463            -.92359[.360]
DX5(-4)           .094847         .13042             .72725[.471]
DX6(-1)           .26657         .14521             1.8357[.072]
DX6(-2)           .054456         .16182             .33651[.738]
DX6(-3)           .13619         .15743             .86510[.391]
DX6(-4)           .30708         .13251             2.3174[.025]
DX7(-1)           .49354         .26885             1.8358[.072]
DX7(-2)           -.62179         .31112            -1.9986[.051]
DX7(-3)           .066929        .22577             .29644[.768]
DX7(-4)           -.037244        .20306            -.18342[.855]
DX8(-1)           .10448         .074567            1.4012[.167]
DX8(-2)           .024273        .077745            .31221[.756]
DX8(-3)           -.014051        .084690            -.16591[.869]
DX8(-4)           -.038071        .076191            -.49968[.620]
DX9(-1)           .012318        .013535            .91009[.367]
DX9(-2)           -.018797        .014143            -1.3291[.190]
DX9(-3)           -.022227        .014694            -1.5127[.137]
DX9(-4)           -.0054598       .013779            -.39624[.694]
*****
R-Squared          .78629          R-Bar-Squared      .64672
S.E. of Regression .50236          F-stat.            F( 32, 49)        5.6337[.000]
Mean of Dependent Variable .093902        S.D. of Dependent Variable .84518
Residual Sum of Squares 12.3657        Equation Log-likelihood -38.7895
Akaike Info. Criterion -71.7895        Schwarz Bayesian Criterion -111.5004
DW-statistic       1.9729
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX6

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	10.8208	3.2447	3.3350[.002]
DX1(-1)	-.14947	.025743	-5.8062[.000]
DX1(-2)	-.069807	.031366	-2.2256[.032]
DX1(-3)	-.012728	.032964	-.38612[.701]
DX1(-4)	-.043576	.032785	-1.3291[.191]
DX2(-1)	-.013329	.070003	-.19041[.850]
DX2(-2)	-.15402	.070447	-2.1864[.035]
DX2(-3)	-.17530	.068655	-2.5534[.014]
DX2(-4)	-.1149E-3	.066790	-.0017207[.999]
DX4(-1)	.032394	.035584	.91034[.368]
DX4(-2)	-.0087481	.036540	-.23941[.812]
DX4(-3)	.048098	.038517	1.2488[.219]
DX4(-4)	.083306	.036626	2.2745[.028]
DX5(-1)	-.14676	.13466	-1.0899[.282]
DX5(-2)	.027191	.16230	.16754[.868]
DX5(-3)	-.22047	.14077	-1.5662[.125]
DX5(-4)	-.039730	.13857	-.28671[.776]
DX6(-1)	-.095018	.14553	-.65290[.517]
DX6(-2)	-.14677	.16100	-.91163[.367]
DX6(-3)	-.048057	.14433	-.33296[.741]
DX6(-4)	.25174	.13475	1.8682[.069]
DX7(-1)	.40199	.24980	1.6093[.115]
DX7(-2)	-.60133	.28774	-2.0898[.043]
DX7(-3)	.082901	.19743	.41990[.677]
DX7(-4)	-.0082650	.18771	-.044031[.965]
DX8(-1)	.46765	.10034	4.6607[.000]
DX8(-2)	.33113	.093772	3.5313[.001]
DX8(-3)	.19896	.089532	2.2223[.032]
DX8(-4)	.069363	.075205	.92233[.362]
DX9(-1)	.025376	.016304	1.5564[.127]
DX9(-2)	-.0047264	.015711	-.30083[.765]
DX9(-3)	-.017051	.015214	-1.1208[.269]
DX9(-4)	-.010296	.012787	-.80517[.425]
X1(-1)	-.012067	.0041940	-2.8771[.006]
X2(-1)	.11605	.030250	3.8365[.000]
X4(-1)	-.12495	.030761	-4.0619[.000]
X5(-1)	-.070789	.16220	-.43644[.665]
X6(-1)	-.18443	.076679	-2.4052[.021]
X7(-1)	-.063858	.19760	-.32317[.748]
X8(-1)	-.39310	.089543	-4.3901[.000]
X9(-1)	-.013474	.016970	-.79403[.432]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 39.8052[.000]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 54.4825[.000]

F Statistic F(8, 41)= 4.8347[.000]

F) Modelo 6 (Variable dependiente: prima de riesgo soberana)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX7
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  -.016495         .061011             -.27036[.788]
DX1(-1)           -.012562         .018993            -.66141[.511]
DX1(-2)           .0081748        .021527            .37975[.706]
DX1(-3)           .034278         .020927            1.6379[.108]
DX1(-4)           -.021139        .022359            -.94544[.349]
DX2(-1)           -.074335        .041190            -1.8047[.077]
DX2(-2)           .055588         .038821            1.4319[.159]
DX2(-3)           .0063150        .044104            .14318[.887]
DX2(-4)           .025536         .040965            .62337[.536]
DX4(-1)           -.037213        .023745            -1.5672[.124]
DX4(-2)           .045237         .024896            1.8170[.075]
DX4(-3)           .023174         .025296            .91610[.364]
DX4(-4)           .0027923        .024001            .11634[.908]
DX5(-1)           -.17453         .078436            -2.2251[.031]
DX5(-2)           .20654          .087844            2.3512[.023]
DX5(-3)           .024713         .090564            .27288[.786]
DX5(-4)           .080197         .081667            .98200[.331]
DX6(-1)           .13335         .090931            1.4665[.149]
DX6(-2)           .13012          .10133            1.2841[.205]
DX6(-3)           -.030240        .098580            -.30676[.760]
DX6(-4)           .080396         .082975            .96892[.337]
DX7(-1)           .28730         .16835            1.7066[.094]
DX7(-2)           -.16783         .19482            -.86149[.393]
DX7(-3)           .32482         .14137            2.2976[.026]
DX7(-4)           -.26516         .12715            -2.0854[.042]
DX8(-1)           -.069114        .046693            -1.4802[.145]
DX8(-2)           -.090760        .048683            -1.8643[.068]
DX8(-3)           -.064073        .053032            -1.2082[.233]
DX8(-4)           -.011873        .047710            -.24885[.805]
DX9(-1)           -.010072        .0084756           -1.1883[.240]
DX9(-2)           -.016768        .0088562           -1.8934[.064]
DX9(-3)           .0044336        .0092012           .48185[.632]
DX9(-4)           .0080938        .0086283           .93806[.353]
*****
R-Squared          .64106          R-Bar-Squared      .40665
S.E. of Regression .31457          F-stat.            F( 32, 49)        2.7348[.001]
Mean of Dependent Variable .019146        S.D. of Dependent Variable .40838
Residual Sum of Squares 4.8487          Equation Log-likelihood -.40477
Akaike Info. Criterion -33.4048        Schwarz Bayesian Criterion -73.1156
DW-statistic       1.9066
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX7

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-2.9462	2.1657	-1.3604[.181]
DX1(-1)	-.022256	.017182	-1.2953[.202]
DX1(-2)	-.011216	.020935	-.53573[.595]
DX1(-3)	.019047	.022002	.86569[.392]
DX1(-4)	-.026864	.021883	-1.2277[.227]
DX2(-1)	-.10531	.046724	-2.2539[.030]
DX2(-2)	.0052189	.047020	.11099[.912]
DX2(-3)	.019121	.045824	.41727[.679]
DX2(-4)	.079134	.044579	1.7751[.083]
DX4(-1)	-.040873	.023751	-1.7209[.093]
DX4(-2)	-.013798	.024388	-.56577[.575]
DX4(-3)	.033874	.025708	1.3176[.195]
DX4(-4)	.035067	.024446	1.4345[.159]
DX5(-1)	-.39660	.089877	-4.4128[.000]
DX5(-2)	-.084339	.10832	-.77857[.441]
DX5(-3)	-.17642	.093955	-1.8778[.068]
DX5(-4)	-.084382	.092490	-.91233[.367]
DX6(-1)	.024358	.097135	.25077[.803]
DX6(-2)	.18054	.10746	1.6802[.101]
DX6(-3)	-.011849	.096335	-.12300[.903]
DX6(-4)	.14977	.089939	1.6652[.103]
DX7(-1)	.17086	.16673	1.0248[.311]
DX7(-2)	-.18413	.19205	-.95878[.343]
DX7(-3)	.40227	.13177	3.0527[.004]
DX7(-4)	-.11869	.12529	-.94736[.349]
DX8(-1)	-.0081116	.066971	-.12112[.904]
DX8(-2)	-.075099	.062588	-1.1999[.237]
DX8(-3)	-.10508	.059758	-1.7584[.086]
DX8(-4)	-.085867	.050196	-1.7107[.095]
DX9(-1)	-.027366	.010882	-2.5147[.016]
DX9(-2)	-.039327	.010487	-3.7502[.001]
DX9(-3)	-.018093	.010155	-1.7818[.082]
DX9(-4)	-.010805	.0085350	-1.2659[.213]
X1(-1)	-.0011273	.0027993	-.40273[.689]
X2(-1)	.048000	.020190	2.3774[.022]
X4(-1)	-.012376	.020531	-.60280[.550]
X5(-1)	.29125	.10826	2.6903[.010]
X6(-1)	.021220	.051180	.41461[.681]
X7(-1)	-.26150	.13189	-1.9827[.054]
X8(-1)	-.15783	.059765	-2.6408[.012]
X9(-1)	.016412	.011326	1.4490[.155]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 34.0608[.000]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 44.0164[.000]

F Statistic F(8, 41)= **3.6413[.003]**

G) Modelo 7 (Variable dependiente: capacidad/necesidad de financiación)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX8
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  -.084432         .16826              -.50179[.618]
DX1(-1)           .0025860        .052381             .049369[.961]
DX1(-2)           -.012362        .059368             -.20822[.836]
DX1(-3)           -.098706        .057715             -1.7102[.094]
DX1(-4)           .089014         .061663             1.4436[.155]
DX2(-1)           .14237          .11360              1.2533[.216]
DX2(-2)           .37417          .10706              3.4948[.001]
DX2(-3)           .056162        .12163              .46173[.646]
DX2(-4)           -.21346         .11298             -1.8894[.065]
DX4(-1)           -.089345        .065486             -1.3643[.179]
DX4(-2)           .041330        .068661             .60194[.550]
DX4(-3)           -.093672        .069764             -1.3427[.186]
DX4(-4)           -.0024698      .066191            -.037313[.970]
DX5(-1)           -.18317         .21632             -.84676[.401]
DX5(-2)           -.096105        .24226             -.39670[.693]
DX5(-3)           .27279         .24976              1.0922[.280]
DX5(-4)           -.27012         .22523             -1.1993[.236]
DX6(-1)           .22175         .25078              .88427[.381]
DX6(-2)           -.55105         .27946             -1.9718[.054]
DX6(-3)           .54917         .27187              2.0200[.049]
DX6(-4)           -.39590         .22883             -1.7301[.090]
DX7(-1)           .48237         .46428              1.0390[.304]
DX7(-2)           .48626         .53728              .90505[.370]
DX7(-3)           -.029597       .38989             -.075912[.940]
DX7(-4)           -.046509       .35066             -.13263[.895]
DX8(-1)           -.40866        .12877             -3.1735[.003]
DX8(-2)           -.44772        .13426             -3.3347[.002]
DX8(-3)           -.27269        .14625             -1.8645[.068]
DX8(-4)           .46914         .13158              3.5655[.001]
DX9(-1)           -.0097272      .023375            -.41614[.679]
DX9(-2)           .032736        .024424             1.3403[.186]
DX9(-3)           .035365        .025376             1.3937[.170]
DX9(-4)           .010055        .023796             .42254[.674]
*****
R-Squared          .84597          R-Bar-Squared      .74539
S.E. of Regression .86754          F-stat.            F( 32, 49)        8.4103[.000]
Mean of Dependent Variable .029268        S.D. of Dependent Variable 1.7193
Residual Sum of Squares 36.8784        Equation Log-likelihood -83.5901
Akaike Info. Criterion -116.5901      Schwarz Bayesian Criterion -156.3010
DW-statistic       2.0978
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX8

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-13.2402	6.8980	-1.9194[.062]
DX1(-1)	.0080067	.054728	.14630[.884]
DX1(-2)	.024741	.066681	.37104[.713]
DX1(-3)	-.062648	.070079	-.89397[.377]
DX1(-4)	.13077	.069700	1.8761[.068]
DX2(-1)	.13758	.14882	.92444[.361]
DX2(-2)	.31722	.14977	2.1181[.040]
DX2(-3)	.15583	.14596	1.0676[.292]
DX2(-4)	-.069301	.14199	-.48806[.628]
DX4(-1)	-.14338	.075650	-1.8954[.065]
DX4(-2)	-.049311	.077681	-.63479[.529]
DX4(-3)	-.098795	.081884	-1.2065[.235]
DX4(-4)	.0035966	.077864	.046191[.963]
DX5(-1)	-.66941	.28627	-2.3384[.024]
DX5(-2)	-.66200	.34503	-1.9187[.062]
DX5(-3)	-.10251	.29926	-.34254[.734]
DX5(-4)	-.58130	.29459	-1.9732[.055]
DX6(-1)	.27848	.30939	.90009[.373]
DX6(-2)	-.33105	.34227	-.96721[.339]
DX6(-3)	.71622	.30684	2.3342[.025]
DX6(-4)	-.22509	.28647	-.78572[.437]
DX7(-1)	.40340	.53105	.75963[.452]
DX7(-2)	.55428	.61172	.90610[.370]
DX7(-3)	.16799	.41972	.40025[.691]
DX7(-4)	.30899	.39906	.77430[.443]
DX8(-1)	-.49573	.21331	-2.3239[.025]
DX8(-2)	-.59965	.19935	-3.0080[.004]
DX8(-3)	-.48375	.19034	-2.5415[.015]
DX8(-4)	.24919	.15988	1.5586[.127]
DX9(-1)	-.049552	.034662	-1.4296[.160]
DX9(-2)	-.018053	.033401	-.54050[.592]
DX9(-3)	-.0086421	.032344	-.26719[.791]
DX9(-4)	-.021518	.027185	-.79153[.433]
X1(-1)	.0026286	.0089161	.29481[.770]
X2(-1)	.029058	.064309	.45185[.654]
X4(-1)	.050847	.065396	.77752[.441]
X5(-1)	.75264	.34482	2.1827[.035]
X6(-1)	.18256	.16301	1.1199[.269]
X7(-1)	-.51365	.42009	-1.2227[.228]
X8(-1)	-.10982	.19036	-.57691[.567]
X9(-1)	.035006	.036076	.97033[.338]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 18.0548[.021]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 20.3929[.009]

F Statistic F(8, 41)= 1.4470[.207]

H) Modelo 8 (Variable dependiente: VIX)

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DX9
82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C                  .28741           1.0796              .26621[.791]
DX1(-1)           -.18780          .33609              -.55878[.579]
DX1(-2)           -.17924          .38093              -.47054[.640]
DX1(-3)           .18241           .37032              .49257[.625]
DX1(-4)           .25410           .39565              .64223[.524]
DX2(-1)           .27725           .72887              .38039[.705]
DX2(-2)           .37745           .68695              .54946[.585]
DX2(-3)           -1.4294          .78044              -1.8315[.073]
DX2(-4)           .15690           .72489              .21644[.830]
DX4(-1)           -.26726          .42018              -.63605[.528]
DX4(-2)           -.14146          .44055              -.32109[.750]
DX4(-3)           .19390           .44763              .43318[.667]
DX4(-4)           .15427           .42470              .36323[.718]
DX5(-1)           2.3371           1.3880              1.6838[.099]
DX5(-2)           -.035110         1.5544              -.022587[.982]
DX5(-3)           .51912           1.6026              .32393[.747]
DX5(-4)           2.8550           1.4451              1.9756[.054]
DX6(-1)           -.91908          1.6091              -.57119[.570]
DX6(-2)           1.2680           1.7931              .70715[.483]
DX6(-3)           .35794           1.7444              .20519[.838]
DX6(-4)           -.80216          1.4683              -.54633[.587]
DX7(-1)           -.48553          2.9790              -.16299[.871]
DX7(-2)           -5.3023          3.4473              -1.5381[.130]
DX7(-3)           1.3599           2.5017              .54360[.589]
DX7(-4)           -1.8813          2.2500              -.83614[.407]
DX8(-1)           1.4280           .82624              1.7283[.090]
DX8(-2)           .96156           .86145              1.1162[.270]
DX8(-3)           .38322           .93841              .40837[.685]
DX8(-4)           1.0061           .84424              1.1917[.239]
DX9(-1)           -.15465          .14998              -1.0312[.308]
DX9(-2)           -.35625          .15671              -2.2733[.027]
DX9(-3)           -.28849          .16282              -1.7718[.083]
DX9(-4)           -.10638          .15268              -.69678[.489]
*****
R-Squared          .43172           R-Bar-Squared      .060599
S.E. of Regression 5.5664           F-stat.            F( 32, 49)         1.1633[.311]
Mean of Dependent Variable .031468         S.D. of Dependent Variable 5.7431
Residual Sum of Squares 1518.2           Equation Log-likelihood -236.0152
Akaike Info. Criterion -269.0152         Schwarz Bayesian Criterion -308.7261
DW-statistic       1.9320
*****

```

Variable Addition Test (OLS case)

Dependent variable is DX9

List of the variables added to the regression:

X1(-1) X2(-1) X4(-1) X5(-1) X6(-1)
 X7(-1) X8(-1) X9(-1)

82 observations used for estimation from 1992Q1 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-68.3074	35.5832	-1.9197[.062]
DX1(-1)	-.34101	.28231	-1.2079[.234]
DX1(-2)	-.52766	.34398	-1.5340[.133]
DX1(-3)	.11752	.36150	.32510[.747]
DX1(-4)	.55001	.35955	1.5297[.134]
DX2(-1)	-.36704	.76770	-.47810[.635]
DX2(-2)	-.30973	.77256	-.40092[.691]
DX2(-3)	-2.4741	.75292	-3.2860[.002]
DX2(-4)	-.93867	.73246	-1.2815[.207]
DX4(-1)	-.42792	.39024	-1.0965[.279]
DX4(-2)	-.68783	.40072	-1.7165[.094]
DX4(-3)	-.32814	.42240	-.77685[.442]
DX4(-4)	.27871	.40166	.69390[.492]
DX5(-1)	-.34571	1.4767	-.23411[.816]
DX5(-2)	-2.1201	1.7798	-1.1912[.240]
DX5(-3)	-1.4667	1.5437	-.95013[.348]
DX5(-4)	-.52784	1.5197	-.34734[.730]
DX6(-1)	-2.4224	1.5960	-1.5178[.137]
DX6(-2)	1.4875	1.7656	.84251[.404]
DX6(-3)	2.2814	1.5828	1.4414[.157]
DX6(-4)	.84194	1.4778	.56975[.572]
DX7(-1)	5.2818	2.7394	1.9281[.061]
DX7(-2)	-.72274	3.1555	-.22904[.820]
DX7(-3)	-.96310	2.1651	-.44482[.659]
DX7(-4)	-.83983	2.0586	-.40797[.685]
DX8(-1)	4.6229	1.1004	4.2012[.000]
DX8(-2)	4.0804	1.0284	3.9679[.000]
DX8(-3)	2.7734	.98187	2.8246[.007]
DX8(-4)	2.2863	.82475	2.7721[.008]
DX9(-1)	.17017	.17881	.95169[.347]
DX9(-2)	-.19022	.17230	-1.1040[.276]
DX9(-3)	-.37071	.16685	-2.2219[.032]
DX9(-4)	-.34082	.14024	-2.4303[.020]
X1(-1)	.0028873	.045994	.062777[.950]
X2(-1)	.60147	.33174	1.8131[.077]
X4(-1)	.094356	.33735	.27970[.781]
X5(-1)	3.3897	1.7788	1.9056[.064]
X6(-1)	2.1053	.84091	2.5036[.016]
X7(-1)	-7.7491	2.1670	-3.5759[.001]
X8(-1)	-2.5190	.98198	-2.5652[.014]
X9(-1)	-.77865	.18610	-4.1840[.000]

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic CHSQ(8)= 40.6680[.000]

Likelihood Ratio Statistic CHSQ(8)= 56.1768[.000]

F Statistic F(8, 41)= **5.0427[.000]**

D.2. Resultados del ARDL tomando como variable dependiente la tasa de desempleo¹²⁷

En las pruebas que a continuación se detallan, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: deuda privada/PIB=X1, deuda Pública/PIB=X2, ESI España=X4, inflación=X5, tasa de desempleo=X6, prima de riesgo soberana=X7, capacidad/necesidad de financiación=X8 y VIX=X9.

A) Criterio R²

```

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(3,3,0,4,0,0,3,2) selected based on R-BAR Squared Criterion
*****
Dependent variable is X6
83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2
*****

```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
X6(-1)	.86793	.11449	7.5811[.000]
X6(-2)	-.27749	.14910	-1.8611[.068]
X6(-3)	.21177	.098578	2.1483[.036]
X1	-.020973	.022089	-.94950[.346]
X1(-1)	-.11036	.029977	-3.6814[.000]
X1(-2)	.085970	.030764	2.7945[.007]
X1(-3)	.034742	.025262	1.3752[.174]
X2	.065578	.019106	3.4323[.001]
X4	-.060606	.023666	-2.5609[.013]
X4(-1)	-.024024	.037025	-.64887[.519]
X4(-2)	.017787	.038095	.46690[.642]
X4(-3)	.016383	.036121	.45355[.652]
X4(-4)	-.055289	.022613	-2.4450[.017]
X5	-.17228	.056496	-3.0494[.003]
X7	.089956	.076047	1.1829[.242]
X8	-.10773	.034323	-3.1386[.003]
X8(-1)	.065987	.038156	1.7294[.089]
X8(-2)	-.071658	.038746	-1.8494[.069]
X8(-3)	-.083050	.039368	-2.1096[.039]
X9	.011909	.0092883	1.2822[.205]
X9(-1)	.0069308	.010584	.65485[.515]
X9(-2)	-.015061	.0091808	-1.6405[.106]
C	11.7676	1.5847	7.4258[.000]

¹²⁷ Tal y como se expuso en el apartado 4.3.2, dado que los resultados con el criterio *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQ) son los mismos que con el AIC, los mismos son omitidos en este anexo. Igualmente se destacan en rojo los valores que se deben tomar para dichos test.

```

*****
R-Squared                .99682    R-Bar-Squared                .99566
S.E. of Regression       .35921    F-stat.    F( 22, 60) 855.1772[.000]
Mean of Dependent Variable 16.2298    S.D. of Dependent Variable    5.4496
Residual Sum of Squares   7.7418    Equation Log-likelihood        -19.3251
Akaike Info. Criterion    -42.3251    Schwarz Bayesian Criterion     -70.1418
DW-statistic              2.2024
*****

```

Diagnostic Tests

```

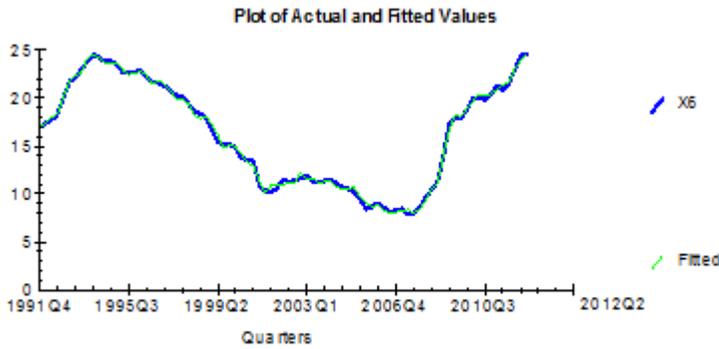
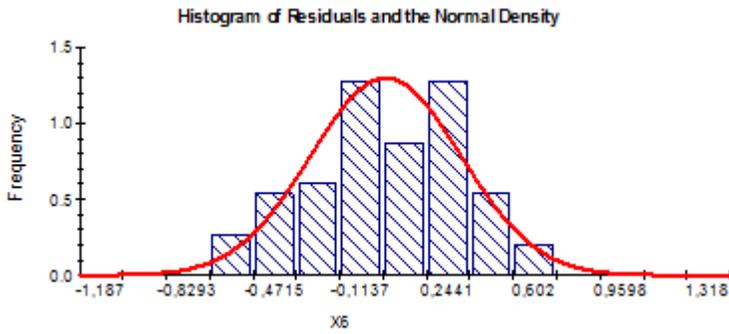
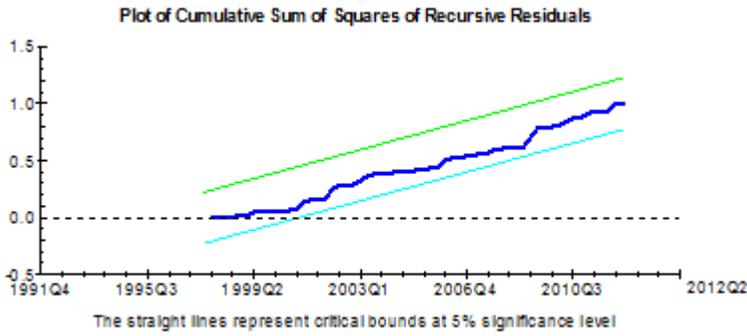
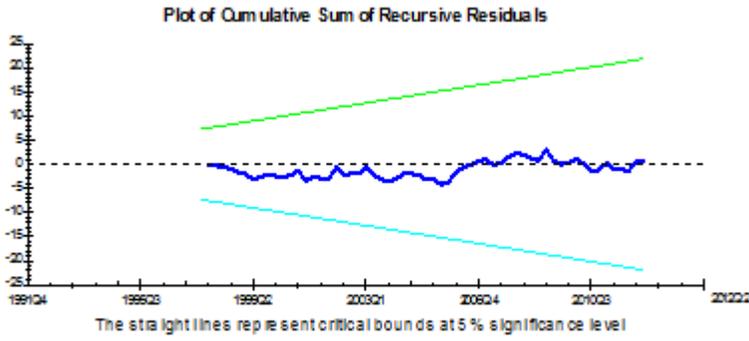
*****
*      Test Statistics      *          LM Version          *          F Version          *
*****
*
*          *                  *                  *                  *
* A:Serial Correlation*CHSQ( 4)= 10.7435[.030]*F( 4, 56)= 2.0816[.095]*
*          *                  *                  *                  *
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 1.2180[.270]*F( 1, 59)= .87869[.352]*
*          *                  *                  *                  *
* C:Normality      *CHSQ( 2)= 1.3382[.512]*          Not applicable      *
*          *                  *                  *                  *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 3.1514[.076]*F( 1, 81)= 3.1968[.078]*
*****

```

```

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```



Error Correction Representation for the Selected ARDL Model

ARDL(3,3,0,4,0,0,3,2) selected based on R-BAR Squared Criterion

Dependent variable is dx6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dx61	.065722	.10288	.63880[.525]
dx62	-.21177	.098578	-2.1483[.035]
dx1	-.020973	.022089	-.94950[.346]
dx11	-.12071	.021408	-5.6386[.000]
dx12	-.034742	.025262	-1.3752[.174]
dx2	.065578	.019106	3.4323[.001]
dx4	-.060606	.023666	-2.5609[.013]
dx41	.021119	.023134	.91293[.365]
dx42	.038906	.023049	1.6879[.096]
dx43	.055289	.022613	2.4450[.017]
dx5	-.17228	.056496	-3.0494[.003]
dx7	.089956	.076047	1.1829[.241]
dx8	-.10773	.034323	-3.1386[.003]
dx81	.15471	.045786	3.3790[.001]
dx82	.083050	.039368	2.1096[.039]
dx9	.011909	.0092883	1.2822[.204]
dx91	.015061	.0091808	1.6405[.106]
dC	11.7676	1.5847	7.4258[.000]
ecm(-1)	-.19779	.041997	-4.7096[.000]

List of additional temporary variables created:

$$dx6 = X6 - X6(-1)$$

$$dx61 = X6(-1) - X6(-2)$$

$$dx62 = X6(-2) - X6(-3)$$

$$dx1 = X1 - X1(-1)$$

$$dx11 = X1(-1) - X1(-2)$$

$$dx12 = X1(-2) - X1(-3)$$

$$dx2 = X2 - X2(-1)$$

$$dx4 = X4 - X4(-1)$$

$$dx41 = X4(-1) - X4(-2)$$

$$dx42 = X4(-2) - X4(-3)$$

$$dx43 = X4(-3) - X4(-4)$$

$$dx5 = X5 - X5(-1)$$

$$dx7 = X7 - X7(-1)$$

$$dx8 = X8 - X8(-1)$$

$$dx81 = X8(-1) - X8(-2)$$

$$dx82 = X8(-2) - X8(-3)$$

$$dx9 = X9 - X9(-1)$$

$$dx91 = X9(-1) - X9(-2)$$

$$dC = C - C(-1)$$

$$ecm = X6 + .053678 * X1 - .33156 * X2 + .53466 * X4 + .87104 * X5 - .45481 * X7 + .99321 * X8 - .019106 * X9 - 59.4954 * C$$

```

*****
R-Squared                .86678    R-Bar-Squared           .81794
S.E. of Regression       .35921    F-stat.   F( 18, 64)   21.6886[.000]
Mean of Dependent Variable .100000   S.D. of Dependent Variable .84185
Residual Sum of Squares  7.7418   Equation Log-likelihood  -19.3251
Akaike Info. Criterion   -42.3251  Schwarz Bayesian Criterion -70.1418
DW-statistic             2.2024
*****

```

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dX6 and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach

ARDL(3,3,0,4,0,0,3,2) selected based on R-BAR Squared Criterion

```
*****
```

Dependent variable is X6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
X1	-.053678	.011379	-4.7174[.000]
X2	.33156	.063229	5.2437[.000]
X4	-.53466	.090815	-5.8873[.000]
X5	-.87104	.26320	-3.3095[.002]
X7	.45481	.36121	1.2591[.213]
X8	-.99321	.30630	-3.2426[.002]
X9	.019106	.057777	.33068[.742]
C	59.4954	9.5216	6.2485[.000]

```
*****
```

B) Criterio AIC

Autoregressive Distributed Lag Estimates

ARDL(3,2,0,4,0,0,3,0) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is X6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
X6(-1)	.95024	.095049	9.9973[.000]
X6(-2)	-.39832	.13259	-3.0042[.004]
X6(-3)	.27848	.092928	2.9967[.004]
X1	-.029220	.021322	-1.3704[.175]
X1(-1)	-.091936	.028660	-3.2078[.002]
X1(-2)	.11162	.020971	5.3226[.000]
X2	.054827	.018213	3.0104[.004]
X4	-.068854	.023176	-2.9709[.004]
X4(-1)	-.013196	.036233	-.36420[.717]
X4(-2)	.027729	.037291	.74358[.460]
X4(-3)	-.0016940	.034821	-.048649[.961]
X4(-4)	-.045342	.022093	-2.0523[.044]
X5	-.14995	.053472	-2.8043[.007]
X7	.097071	.076269	1.2727[.208]
X8	-.11457	.034235	-3.3466[.001]
X8(-1)	.083411	.036162	2.3066[.024]
X8(-2)	-.078706	.037589	-2.0939[.040]
X8(-3)	-.063338	.036966	-1.7134[.092]
X9	.013646	.0084366	1.6175[.111]
C	11.0430	1.5311	7.2127[.000]

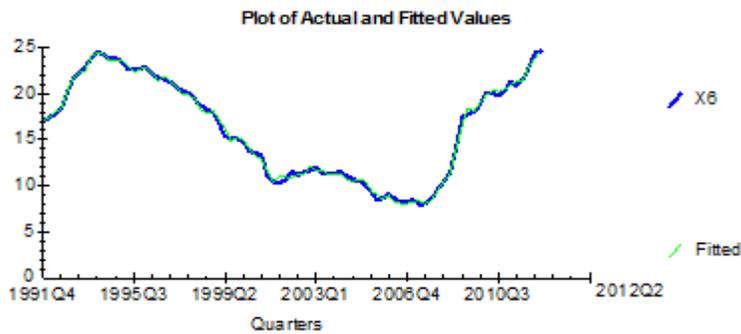
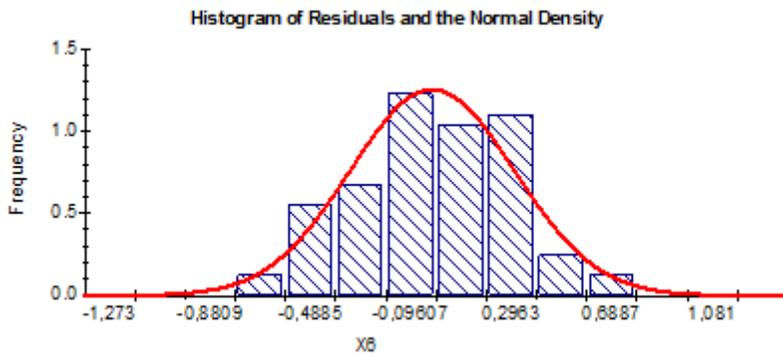
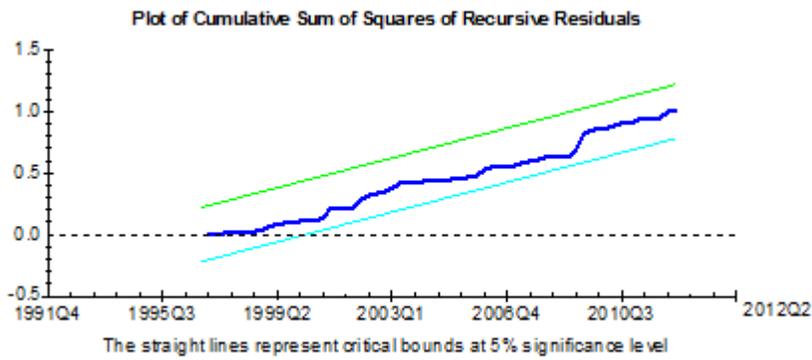
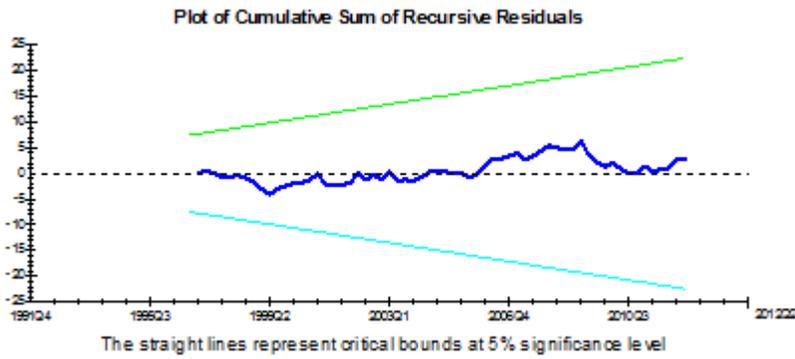
R-Squared	.99660	R-Bar-Squared	.99558
S.E. of Regression	.36234	F-stat. F(19, 63)	972.9182[.000]
Mean of Dependent Variable	16.2298	S.D. of Dependent Variable	5.4496
Residual Sum of Squares	8.2715	Equation Log-likelihood	-22.0717
Akaike Info. Criterion	-42.0717	Schwarz Bayesian Criterion	-66.2601
DW-statistic	2.1746		

```

*****
Diagnostic Tests
*****
*   Test Statistics   *       LM Version       *       F Version       *
*****
*                   *                   *                   *
* A:Serial Correlation*CHSQ( 4)= 8.7208[.068]*F( 4, 59)= 1.7317[.155]*
*                   *                   *                   *
* B:Functional Form  *CHSQ( 1)= 2.3370[.126]*F( 1, 62)= 1.7963[.185]*
*                   *                   *                   *
* C:Normality       *CHSQ( 2)= .35914[.836]*       Not applicable   *
*                   *                   *                   *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 1.8399[.175]*F( 1, 81)= 1.8363[.179]*
*****

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```



Error Correction Representation for the Selected ARDL Model

ARDL(3,2,0,4,0,0,3,0) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is dx6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dx61	.11984	.087097	1.3760[.173]
dx62	-.27848	.092928	-2.9967[.004]
dx1	-.029220	.021322	-1.3704[.175]
dx11	-.11162	.020971	-5.3226[.000]
dx2	.054827	.018213	3.0104[.004]
dx4	-.068854	.023176	-2.9709[.004]
dx41	.019307	.022921	.84233[.403]
dx42	.047036	.022563	2.0846[.041]
dx43	.045342	.022093	2.0523[.044]
dx5	-.14995	.053472	-2.8043[.007]
dx7	.097071	.076269	1.2727[.208]
dx8	-.11457	.034235	-3.3466[.001]
dx81	.14204	.045670	3.1102[.003]
dx82	.063338	.036966	1.7134[.091]
dx9	.013646	.0084366	1.6175[.111]
dC	11.0430	1.5311	7.2127[.000]
ecm(-1)	-.16960	.039257	-4.3203[.000]

List of additional temporary variables created:

dx6 = X6-X6(-1)

dx61 = X6(-1)-X6(-2)

dx62 = X6(-2)-X6(-3)

dx1 = X1-X1(-1)

dx11 = X1(-1)-X1(-2)

dx2 = X2-X2(-1)

dx4 = X4-X4(-1)

dx41 = X4(-1)-X4(-2)

dx42 = X4(-2)-X4(-3)

dx43 = X4(-3)-X4(-4)

dx5 = X5-X5(-1)

dx7 = X7-X7(-1)

dx8 = X8-X8(-1)

dx81 = X8(-1)-X8(-2)

dx82 = X8(-2)-X8(-3)

dx9 = X9-X9(-1)

dC = C-C(-1)

ecm = X6 + .056206*X1 - .32327*X2 + .59762*X4 + .88414*X5 - .57234*X7
+ 1.0212*X8 - .080460*X9 -65.1116*C

```

*****
R-Squared                .85767   R-Bar-Squared           .81474
S.E. of Regression       .36234   F-stat.   F( 16, 66)   23.7268[.000]
Mean of Dependent Variable .100000  S.D. of Dependent Variable .84185
Residual Sum of Squares  8.2715  Equation Log-likelihood  -22.0717
Akaike Info. Criterion   -42.0717  Schwarz Bayesian Criterion  -66.2601
DW-statistic             2.1746
*****

```

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dx6 and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
 ARDL(3,2,0,4,0,0,3,0) selected based on Akaike Information Criterion

```

*****
Dependent variable is X6
83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
X1              -.056206          .013413              -4.1903[.000]
X2               .32327           .073629              4.3905[.000]
X4              -.59762           .11235               -5.3191[.000]
X5              -.88414           .30139               -2.9335[.005]
X7               .57234           .41292               1.3861[.171]
X8              -1.0212           .35944               -2.8412[.006]
X9               .080460          .055425              1.4517[.152]
C                65.1116          11.8127              5.5120[.000]
*****

```

C) Criterio BIC

Autoregressive Distributed Lag Estimates

ARDL(3,2,0,0,0,2,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is X6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
X6(-1)	1.0768	.087006	12.3765[.000]
X6(-2)	-.47025	.12456	-3.7751[.000]
X6(-3)	.33704	.082462	4.0873[.000]
X1	-.010840	.022103	-.49044[.625]
X1(-1)	-.096751	.030061	-3.2185[.002]
X1(-2)	.10521	.022158	4.7483[.000]
X2	.0064195	.015102	.42508[.672]
X4	-.065391	.010887	-6.0060[.000]
X5	-.094100	.055713	-1.6890[.096]
X7	.053500	.072343	.73953[.462]
X8	-.10103	.035898	-2.8143[.006]
X8(-1)	.12288	.037014	3.3198[.001]
X8(-2)	-.079920	.039218	-2.0378[.045]
X9	.015886	.0078864	2.0143[.048]
C	7.4484	1.1852	6.2846[.000]

R-Squared	.99566	R-Bar-Squared	.99476
S.E. of Regression	.39442	F-stat. F(14, 68)	1113.3[.000]
Mean of Dependent Variable	16.2298	S.D. of Dependent Variable	5.4496
Residual Sum of Squares	10.5788	Equation Log-likelihood	-32.2823
Akaike Info. Criterion	-47.2823	Schwarz Bayesian Criterion	-65.4236
DW-statistic	2.0288		

Diagnostic Tests

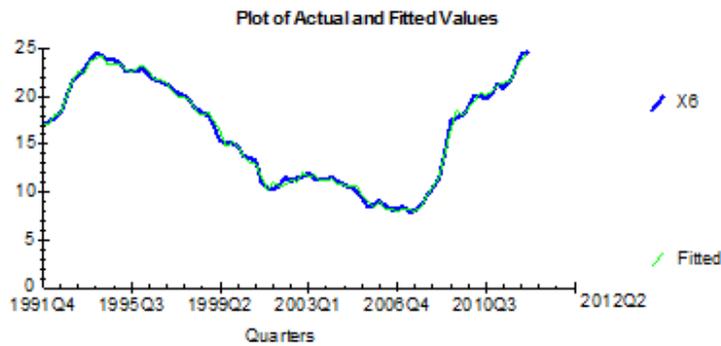
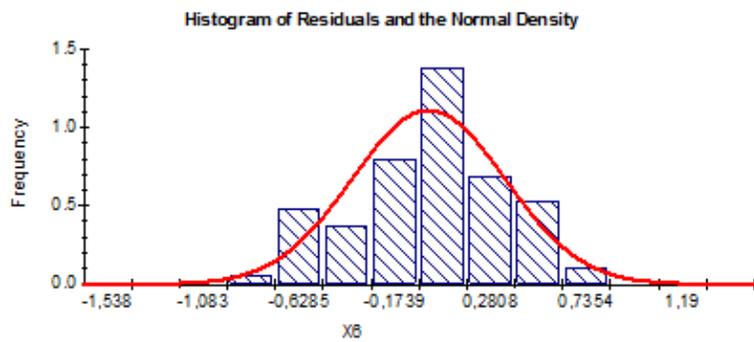
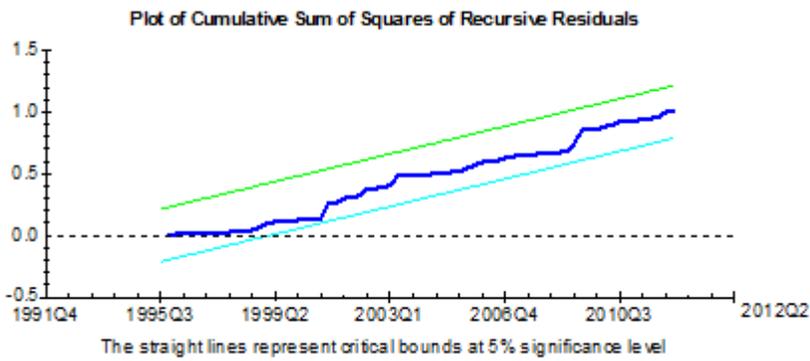
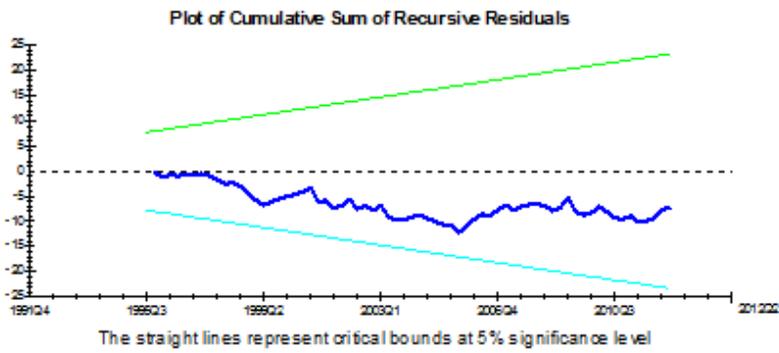
* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4)=	3.6464[.456]*	F(4, 64)= .73523[.571]*
* B:Functional Form *CHSQ(1)=	2.7220[.099]*	F(1, 67)= 2.2717[.136]*
* C:Normality *CHSQ(2)=	.28765[.866]*	Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	.045500[.831]*	F(1, 81)= .044428[.834]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values



Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
 ARDL(3,2,0,0,0,2,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dx6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dx61	.13320	.085310	1.5614[.123]
dx62	-.33704	.082462	-4.0873[.000]
dx1	-.010840	.022103	-.49044[.625]
dx11	-.10521	.022158	-4.7483[.000]
dx2	.0064195	.015102	.42508[.672]
dx4	-.065391	.010887	-6.0060[.000]
dx5	-.094100	.055713	-1.6890[.096]
dx7	.053500	.072343	.73953[.462]
dx8	-.10103	.035898	-2.8143[.006]
dx81	.079920	.039218	2.0378[.045]
dx9	.015886	.0078864	2.0143[.048]
dC	7.4484	1.1852	6.2846[.000]
ecm(-1)	-.056373	.029418	-1.9163[.059]

List of additional temporary variables created:

dx6 = X6-X6(-1)

dx61 = X6(-1)-X6(-2)

dx62 = X6(-2)-X6(-3)

dx1 = X1-X1(-1)

dx11 = X1(-1)-X1(-2)

dx2 = X2-X2(-1)

dx4 = X4-X4(-1)

dx5 = X5-X5(-1)

dx7 = X7-X7(-1)

dx8 = X8-X8(-1)

dx81 = X8(-1)-X8(-2)

dx9 = X9-X9(-1)

dC = C-C(-1)

ecm = X6 + .042217*X1 -.11388*X2 + 1.1600*X4 + 1.6693*X5 -.94904*X7
 + 1.0300*X8 -.28180*X9 -132.1281*C

R-Squared	.81797	R-Bar-Squared	.78049
S.E. of Regression	.39442	F-stat. F(12, 70)	25.4630[.000]
Mean of Dependent Variable	.100000	S.D. of Dependent Variable	.84185
Residual Sum of Squares	10.5788	Equation Log-likelihood	-32.2823
Akaike Info. Criterion	-47.2823	Schwarz Bayesian Criterion	-65.4236
DW-statistic	2.0288		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dx6 and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach

ARDL(3,2,0,0,0,2,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is X6

83 observations used for estimation from 1991Q4 to 2012Q2

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
X1	-.042217	.038198	-1.1052[.273]
X2	.11388	.23828	.47790[.634]
X4	-1.1600	.60072	-1.9309[.058]
X5	-1.6693	1.1037	-1.5124[.135]
X7	.94904	1.1646	.81489[.418]
X8	-1.0300	1.0575	-.97404[.333]
X9	.28180	.23045	1.2228[.226]
C	132.1281	65.7804	2.0086[.049]

ANEXO E. Pruebas de Granger

E.1. Test de causalidad de Granger

En la prueba que a continuación se detalla, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: ESI España=X4 y tasa de desempleo=X6.

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1990Q4 2012Q2

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
X4 does not Granger Cause X6	83	9.02628	5.E-06
X6 does not Granger Cause X4		1.54393	0.1984

E.2. Procedimiento de Toda y Yamamoto (1995)

En la prueba que a continuación se detalla, las variables se encuentran denominadas de la siguiente forma: ESI España=ESI_SP y tasa de desempleo=UNEM.

Paso 1

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: ESI_SP UNEM

Exogenous variables: C

Sample: 1 87

Included observations: 79

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-538.7918	NA	3026.555	13.69093	13.75092	13.71496
1	-254.5600	546.8763	2.511236	6.596456	6.776414	6.668553
2	-235.7186	35.29776	1.725143	6.220725	6.520655	6.340886
3	-225.5701	18.49862	1.477341	6.065066	6.484968*	6.233291*
4	-221.8347	6.619697	1.488840	6.071765	6.611639	6.288055
5	-219.9004	3.329941	1.571371	6.124061	6.783907	6.388415
6	-212.2145	12.84224*	1.434810	6.030747	6.810565	6.343166
7	-206.9055	8.601887	1.392616*	5.997608*	6.897399	6.358092
8	-205.0641	2.890295	1.477233	6.052256	7.072019	6.460804

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Paso 2

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1 87

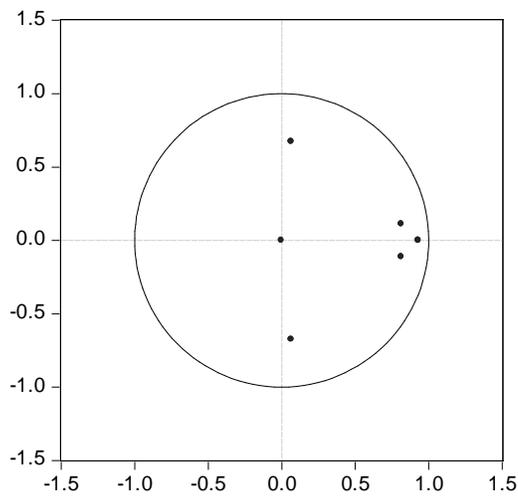
Included observations: 85

Lags	LM-Stat	Prob
1	7.084162	0.1315
2	21.11974	0.0003
3	3.037947	0.5515
4	13.27753	0.0100
5	7.592838	0.1077
6	23.73045	0.0001
7	2.023392	0.7315
8	16.91270	0.0020
9	1.980491	0.7393
10	12.87321	0.0119
11	10.18834	0.0374
12	13.79043	0.0080

Probs from chi-square with 4 df.

Paso 3

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Paso 4

Sample: 1 87
Included observations: 83
Series: ESI_SP UNEM
Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*)
Number of Cointegrating
Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Paso 5

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 1 87
Included observations: 83

Dependent variable: ESI_SP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
UNEM	4.725245	3	0.1931
All	4.725245	3	0.1931

Dependent variable: UNEM

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
ESI_SP	34.76675	3	0.0000
All	34.76675	3	0.0000

