

Jon Frías Mendi

Análisis predictivo del diferencial  
de tipos de interés repo-OIS en  
España y la Eurozona durante el  
periodo 2008-13

Departamento  
Contabilidad y Finanzas

Director/es  
Ferruz Agudo, Luis

<http://zaguan.unizar.es/collection/Tesis>



**Tesis Doctoral**

**ANÁLISIS PREDICTIVO DEL DIFERENCIAL DE  
TIPOS DE INTERÉS REPO-OIS EN ESPAÑA Y LA  
EUROZONA DURANTE EL PERÍODO 2008-13**

Autor

Jon Frías Mendi

Director/es

Ferruz Agudo, Luis

**UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA**

Contabilidad y Finanzas

2014



# UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA

Departamento de Contabilidad y Finanzas



## **Análisis predictivo del diferencial de tipos de interés repo-OIS en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13**

Memoria presentada para optar al grado de  
Doctor en Contabilidad y Finanzas

Doctorando: Jon Frías Mendi

Director: Dr. Luis Ferruz Agudo







# Informe Favorable del Director de Tesis Doctoral

La presente Tesis Doctoral presenta varios aspectos que hacen de ella, sin duda alguna, una futura referencia de la más alta calidad en lo relativo a la metodología utilizada así como en su aplicabilidad a la gestión financiera. Del mismo modo abre nuevas e interesantes vías de investigación que seguro serán exploradas por los investigadores en finanzas durante los próximos años.

Atendiendo a la metodología utilizada, la presente investigación une los ámbitos de la teoría financiera puramente académica con aquellos aspectos de funcionamiento diario de los mercados financieros, confiriendo al presente trabajo un muy elevado nivel de aplicabilidad práctica. Más específicamente, y entre otros muchos aspectos a destacar, se ha cuidado especialmente el aspecto metodológico en la aplicación de técnicas econométricas sobre las variables y modelos predictivos presentados. La validación de estos modelos mediante potentes herramientas econométricas otorgarán, además y más allá de toda duda, validez a los mismos y sus estimaciones.

La aplicabilidad de la presente Tesis Doctoral es, junto con la metodología utilizada, otro de los puntos destacables de esta investigación. En este aspecto cabe citar como el presente trabajo permite la posibilidad de determinar estimaciones, mediante modelos predictivos, de variables del mercado monetario español y europeo, abriendo la puerta a la aplicación de este tipo de modelos en la gestión de la tesorería de entidades financieras.

Igualmente considero un punto destacable el ámbito geográfico de estudio en el que se ha desarrollado la presente investigación. Se han presentado modelos de estimación tanto para la economía española como para el conjunto de la Eurozona, buscando explicar como diferentes situaciones en los mercados han afectado en uno u otro sentido al coste de financiación en cada zona económica. Asimismo, la presente Tesis Doctoral colabora en la elaboración de estudios sobre la economía de la Eurozona, participando activamente en su mayor conocimiento y promoviendo una mayor integración de la misma.

Para finalizar, quiero hacer notar como la presente Tesis Doctoral coincide plenamente con el Proyecto de Tesis Doctoral presentado por el doctorando y aprobado primero por el Departamento de Contabilidad y Finanzas, y posteriormente por la Comisión de Doctorado de la Universidad de Zaragoza.

Por todo lo expuesto, no puedo sino emitir un informe favorable y satisfactorio ante el resultado final de la presente Tesis Doctoral.



Departamento de  
Contabilidad y Finanzas  
Universidad Zaragoza

Zaragoza, mayo de 2014

Dr. Luis Ferruz Agudo  
Catedrático de Contabilidad y Finanzas  
Universidad de Zaragoza



# Agradecimientos

Antes de iniciar los agradecimientos que me ayudarán a recordar a todas las personas que han estado de una u otra manera vinculadas a esta investigación, me gustaría agradecer de forma muy especial, y dedicar esta Tesis Doctoral, a la persona sin la cual y sin duda alguna, su realización no hubiera sido posible: María.

El cariño constante que siempre me has mostrado, tus buenos y sabios consejos y sobre todo, todo tu amor, han hecho posible que hoy pueda dar por terminada esta etapa de mi vida. Nunca podré estar suficientemente agradecido.

Me gustaría agradecer a continuación a todas las personas que me han ayudado en esta ardua labor que he desarrollado a lo largo de estos últimos años.

En primer lugar, quiero agradecer su labor al Profesor Luis Ferruz, director de la presente Tesis Doctoral. La gran capacidad que posee para la motivación de personas y equipos, y el haber creído en mi desde el principio, han sido puntos clave para la finalización de este trabajo.

Quiero agradecer también a mi madre Ana su apoyo durante estos años. Su insistencia en que continuara con mis estudios de posgrado, vista con la distancia y la experiencia que dan los años, fue sin duda un gran acierto que hoy hace posible la presentación de esta investigación, y por la que estoy enormemente agradecido.

Un especial agradecimiento a Antonio, que volcó su esfuerzo y sabiduría econométrica en mí, colaborando en que esta Tesis Doctoral haya llegado a buen puerto.

En este punto, quiero agradecer a mis compañeros del Departamento de Mercado de Capitales de Ibercaja, su siempre buena disposición y sus buenos consejos sobre el funcionamiento diario de los mercados financieros. Sergio, Marcos, Santiago y Luis, habéis colaborado sin duda en la alta calidad alcanzada en esta investigación.

No quiero dejar pasar la oportunidad de agradecer su apoyo a la entidad financiera en que desarrollo actualmente mi actividad profesional. Ibercaja ha demostrado como un banco puede apoyar la investigación, dando soporte financiero al investigador y, en definitiva, apoyando la innovación y la calidad tanto en el ámbito académico como en el profesional.

Finalmente, y de forma muy especial, quiero agradecer a mi gran amigo Carlos sus buenos consejos y el tiempo dedicado a mi durante estos largos años. Carlos, no dudes que sin tu apoyo, llegar hoy aquí no hubiera sido posible.

Zaragoza, mayo de 2014



# Índice general

## Introducción

### **1. Los mercados monetarios y de operaciones repo. Aproximación al estudio del diferencial repo-OIS en España y la Eurozona**

1.1. El mercado de operaciones repo. Características fundamentales, funcionamiento y definiciones básicas

1.2. Aproximación a las variables intervenientes en los modelos de predicción del diferencial repo-OIS. Definiciones básicas

1.3 El diferencial repo-OIS y otros diferenciales de tipos de interés del mercado monetario

1.3.1. Análisis de condicionantes del diferencial repo-OIS y revisión de literatura relacionada

1.3.2 Aproximación al diferencial repo-OIS como retorno de la inversión

1.3.3 Determinación de las variables del modelo relativas a los condicionantes de riesgo y liquidez

1.4 El diferencial repo-OIS en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13

1.4.1. Análisis de la evolución del diferencial repo-OIS en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13

1.4.2 Análisis de liquidez y tipo colateral negociado en los mercados de operaciones repo en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13

### **2. Metodología, origen de los datos y especificación econométrica de las variables a intervenir en los modelos predictivos**

2.1. Obtención y determinación de las bases de datos de estudio

2.1.1. Origen y criterios de selección de las bases de datos

2.1.2. Elaboración de variables sintéticas no cotizadas

2.2. Especificación econométrica de las variables intervenientes en los modelos predictivos de España y la Eurozona

2.2.1. Introducción: Metodología econométrica y definición de los contrastes

2.2.2. Análisis del orden de integración de las variables intervenientes en los modelos de predicción de la economía española

2.2.3. Análisis del orden de integración de las variables intervenientes en los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

2.2.4. Análisis del orden de integración de las variables comunes a los modelos de predicción de la economía española y de la Eurozona

### **3. Análisis de los condicionantes sobre el diferencial repo-OIS en la economía española. Elaboración de los modelos de estimación y validación de su capacidad predictiva**

3.1. Introducción

3.2. Generación, validación y contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción del diferencial repo-OIS en la economía española

3.2.1. Generación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en España

3.2.2. Validación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en España

3.2.3. Contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en España

3.3. Presentación de resultados auxiliares: Interpretación de los resultados y conclusiones

### **4. Análisis de los condicionantes sobre el diferencial repo-OIS en la economía de la Eurozona. Elaboración de los modelos de estimación y validación de su capacidad predictiva**

4.1. Introducción

4.2. Generación, validación y contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción del diferencial repo-OIS en la economía de la Eurozona

4.2.1. Generación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona

4.2.2. Validación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona

4.2.3 Contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona

4.3 Presentación de resultados auxiliares: Interpretación de los resultados y conclusiones

### **Conclusiones finales y aportaciones**

### **Bibliografía**



# Introducción

La presente Tesis Doctoral con el título “Análisis predictivo del diferencial de tipos de interés repo-OIS en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13”, ha sido desarrollada en el contexto del Programa de Doctorado en Contabilidad y Finanzas de la Universidad de Zaragoza.

El primer objetivo del presente trabajo de investigación ha sido analizar el grado de afectación de distintas variables económicas y de los mercados financieros dentro de la Eurozona sobre la evolución del diferencial de tipos de interés repo-OIS en España y la Eurozona.

Será necesaria una revisión de la literatura financiera relacionada con la evolución de este diferencial, representativo del coste de la toma de fondos con garantía en los mercados de capitales. Asimismo, se analizarán los estudios sobre otros tipos de interés y diferenciales del mercado monetario, tanto en Europa como en otras áreas del mundo, lo que permitirá contextualizar el presente trabajo y el diferencial de tipos de interés de estudio.

Una vez definidas las variables que intervendrán en los futuros modelos predictivos, se procederá al estudio de series temporales de las mismas, definiendo su orden de integración, lo que determinará en última instancia su intervención en los modelos. Ante la no cotización en los mercados examinados de determinadas variables cuyo uso es extendido en trabajos sobre los mercados financieros en otras áreas económicas, se procederá a la creación sintética de las mismas, a partir de datos cotizados del mercado español y europeo.

Presentados los modelos de predicción para el diferencial repo-OIS en cada área económica estudiada, se procederá a la validación de los mismos mediante una serie amplia de contrastes econométricos. Los resultados de estos contrastes determinarán o no la validez de los modelos presentados, así como la fiabilidad de sus estimaciones. El siguiente paso, una vez validados los modelos, será la realización de predicciones del diferencial repo-OIS en España y la Eurozona.

Se decide asumir en el presente trabajo un periodo de análisis para la generación de los modelos que irá de enero de 2009 a diciembre de 2012, en tanto en cuanto este periodo será capaz de abarcar los momentos más significativos de la crisis de deuda en Europa de los últimos años. La valoración del poder predictivo de los modelos se llevará a cabo mediante la realización de estimaciones sobre los ejercicios 2008 y 2013. De este modo, se

comprobará la efectividad de las predicciones sobre un ejercicio convulso en los mercados financieros, 2008, y sobre un año de relativa calma y recuperación como 2013.

Se identificarán, para ambas áreas económicas, qué variables han afectado en la evolución de los costes de financiación en cada una de ellas, lo que permitirá obtener valiosas conclusiones sobre la crisis de deuda en Europa y las medidas de política monetaria tomadas.

Con el objeto de seguir un orden lógico en la exposición de la investigación, se ha dividido la presente Tesis Doctoral en cuatro capítulos. En el primero de ellos se aproxima el funcionamiento de los mercados de operaciones repo y su relación con los mercados monetarios. Se abordará en este capítulo la definición de conceptos claves para el correcto seguimiento del estudio en capítulos posteriores. Asimismo, se identificará la relación de los tipos repo con los tipos OIS y se analizará el diferencial repo-OIS mediante un enfoque de acercamiento basado en el aprovechamiento de las oportunidades de arbitraje. Se llevará a cabo de forma adicional un estudio de liquidez de las operaciones del mercado repo español y europeo, que ayudará a determinar aquellos plazos de mayor liquidez, y que servirá para seleccionar qué tipología de operatoria repo contribuirá los tipos de interés para la realización del estudio.

El segundo capítulo se centrará en la metodología utilizada para la obtención de las bases de datos de las variables del estudio, tanto para el modelo español como para el europeo. Se tratará igualmente la creación de variables sintéticas que, dada su no cotización en los mercados estudiados, se hará necesaria para la realización del estudio. Será en este capítulo donde se realizará la especificación econométrica de cada variable candidata a participar en los modelos de predicción, lo que permitirá definir de forma correcta su inclusión en los modelos.

El tercer y cuarto capítulo tratarán la creación, validación y realización de predicciones de los modelos econométricos presentados para la economía de España y la Eurozona. Estos modelos están destinados a explicar el grado de afectación de distintas variables sobre los costes de financiación dentro de la Eurozona y España, tratando encontrar las fuerzas de mercado que han influido en la evolución del diferencial de estudio en ambas economías.

Las conclusiones de la presente investigación expondrán qué factores han estado detrás de la evolución del diferencial repo-OIS en las dos áreas analizadas, centrándose en qué dirección han afectado al mismo en cada una de ellas. Adicionalmente se presentarán una serie de resultados auxiliares obtenidos del desarrollo del estudio, y que abrirán sin duda nuevas puertas a futuros estudios de investigación.

# Capítulo 1

## **Los mercados monetarios y de operaciones repo. Aproximación al estudio del diferencial repo-OIS y análisis de su evolución en España y la Eurozona**

El presente capítulo tiene carácter introductorio, siendo su principal objetivo la aproximación de los conceptos más significativos que serán utilizados a lo largo de esta Tesis Doctoral.

En la primera parte, Capítulo 1.1, se acercará el funcionamiento de las operaciones repo y de los mercados en que operan este tipo de productos financieros. El Capítulo 1.2 tratará las distintas variables que se utilizarán a lo largo de la investigación, definiéndolas para lograr una mayor comprensión de su importancia en los futuros modelos predictivos. Posteriormente, en el Capítulo 1.3 se explicará el diferencial de estudio, tipo repo-OIS, desde varias perspectivas. Por un lado, acercará la literatura relacionada con este y otros diferenciales del mercado monetario, mostrando las distintas aproximaciones al mismo desde la literatura financiera. En este sentido se tratarán aquellos factores de riesgo y liquidez que pudieran afectar en la evolución de este diferencial. Igualmente se analizará el diferencial de análisis desde la perspectiva del resultado de una estrategia de arbitraje en los mercados monetarios y de deuda.

Finalmente, la última parte del presente capítulo, tratará la evolución del diferencial de tipos repo-OIS en las economías de España y la Eurozona. Para ello se llevará a cabo un estudio en la evolución del mismo seguido de un análisis de liquidez para ambos mercados, lo que ayudará a seleccionar la operatoria más negociada en cada mercado y que intervendrá posteriormente en los modelos de predicción.

## 1.1. El mercado de operaciones repo. Características principales, funcionamiento y definiciones básicas

Las denominadas operaciones repo han constituido tradicionalmente uno de los instrumentos clave para la implementación de la política monetaria en el Eurosistema, actuando asimismo como una de las más importantes fuentes de financiación para las entidades financieras dentro de este área económica. Ha sido habitual su utilización por parte de bancos, compañías de seguros y fondos de inversión para la canalización de sus picos de tesorería, constituyéndose como un canal atractivo para el intercambio de capitales. El otorgamiento de activos como garantía por parte del agente receptor de financiación incrementará la seguridad de la parte prestadora, reduciendo su riesgo de contraparte y permitiéndole a este ofrecer tipos de interés más competitivos por la financiación.

Una operación repo, o *repurchase agreement*, es definida por la Asociación Internacional del Mercado de Capitales, ICMA<sup>1</sup> por sus siglas en inglés, como una operación financiera entre dos partes en la que una se compromete a la venta de un activo al inicio de la operación y a un precio, acordando la recompra de dicho activo en una fecha futura y a otro precio<sup>2</sup>. En caso de que el vendedor y receptor de financiación incurriese en un evento de impago, el comprador de repo y nuevo propietario del activo podría vender el activo a una tercera parte mitigando así las perdidas. Es por esta razón que el activo actúa como colateral mitigando el riesgo de crédito entre vendedor y comprador.

Aunque legalmente una operación repo consiste en una venta y posterior compra de un activo, el hecho de pactar una recompra implicará que la parte receptora de las garantías tendrá un uso limitado de esos activos, acotado de forma temporal por el vencimiento de la operación repo. Por ello este tipo de operaciones es entendida en muchas ocasiones como un préstamo colateralizado, o préstamo con garantías. En él la parte prestadora de fondos y a la vez receptora de garantías (comprador de repo) financiará a un tipo de interés o tipo repo a la parte receptora de financiación y que a su vez estará otorgando activos como garantía (vendedor de repo). La diferencia entre el precio de venta inicial y de recompra final, en términos de tipos de interés es conocido como tipo repo, y no será otra cosa que la remuneración del préstamo colateralizado. Habitualmente este tipo de interés es positivo, aunque determinadas circunstancias en los mercados como fuertes incrementos en la demanda de los activos que actúan como colateral, podrán hacer que sea muy próximo a cero o incluso se vuelva negativo.

Existe una diferenciación en la tipología referida a las operaciones dobles del mercado repo y que diferencia en la terminología anglosajona entre operación repo y *sell-buy back*,

---

<sup>1</sup> International Capital Market Association (ICMA)

<sup>2</sup> La parte vendedora en una operación repo se comprometerá al final de la operación a la recompra de un activo equivalente al cedido inicialmente, aunque no tendrá que ser necesariamente el mismo activo. Esto se debe a que el comprador de repo podría vender los activos una vez recibidos como garantía para luego recomprarlos antes del final de la operación repo.

equivalente a la denominación de operación repo y operación simultanea en el mercado español. Según estimaciones de ICMA (2013), en mercados como el de EEUU, Reino Unido, Francia, Bélgica, Holanda o Suiza predominará la negociación de operaciones repo, mientras en otros mercados como España, Italia y algunos países emergentes predomina la negociación de operaciones de tipo simultanea.

Una operación simultanea es un tipo de operación doble que implicará, al igual que una operación repo, la venta de un activo en un momento inicial y su posterior compra en un momento futuro. El comprador de simultanea se convierte en propietario de los activos recibidos como colateral y podrá disponer de ellos libremente pues no tendrá obligación de devolver exactamente los mismos títulos al final de la operación. La operación repo pura, sin embargo, implicará la no plena disponibilidad de los títulos recibidos como garantía por parte del comprador. Esta limitación afecta al hecho de que el comprador de repo no podrá vender los activos recibidos en garantía, ni cederlos en otra operación repo si esta última tiene mayor vencimiento que la operación original por la que se recibieron estos activos<sup>3</sup>.

En la práctica sin embargo la denominación de operación, mercado y tipo repo se ha vuelto habitual para referirse tanto al mercado de operaciones repo como al mercado de operaciones simultaneas. Siguiendo esta pauta ya extendida tanto en la literatura económica como en los mercados, la presente Tesis Doctoral tratará y denominará a las operaciones dobles y a sus tipos de interés como operaciones repo y tipo repo, aún cuando como se verá en el Capítulo 2.1.1 los tipos utilizados para el estudio del mercado español serán referidos a tipos de operaciones simultaneas.

Desde el punto de vista de la tipología de los participantes en estos mercados, se encuentran habitualmente como agentes vendedores los intermediarios en los mercados de bonos y los inversores con elevado grado de apalancamiento en sus posiciones y que acuden a este mercado para la obtención de liquidez. Como tradicionales compradores se encuentran los inversores con excesos de liquidez así como aquellos inversores con elevada aversión al riesgo, que buscan la inversión de sus fondos de forma más segura. Desde el inicio de la crisis el mercado repo ha atraído, además de a bancos comerciales, a instituciones como fondos de inversión soberanos, fondos de pensiones y compañías de seguros.

El grado de afectación de la operatoria repo en los mercados financieros ha crecido asimismo enormemente durante los últimos años, en tanto en cuanto para los prestadores de fondos significa la recepción de una garantía que reduce significativamente el riesgo de crédito del prestatario. El riesgo de crédito no desaparece ya que este seguirá presente en el riesgo del emisor del activo recibido como garantía. Sin embargo este tipo de operatoria permite diversificar dicho riesgo mediante la búsqueda de activos como garantía de emisores con riesgo de crédito no correlacionados con el grado de riesgo del prestatario. Este hecho sin embargo es en ocasiones difícil de alcanzar, pues las entidades pertenecientes al sistema financiero de un determinado país suelen utilizar como activos de garantía bonos de riesgo soberano del mismo país. Adicionalmente este tipo de operatoria mitigará para el comprador de repo su riesgo de liquidez, ya que podrá vender o ceder en repo esos activos recibidos como garantía para conseguir nuevos fondos y esquivar posibles tensiones puntuales de liquidez. En el caso de los vendedores de repo receptores de financiación, la

---

<sup>3</sup> Fuente: Tesoro Público ([www.tesoro.es](http://www.tesoro.es))

otorgación o cesión de una garantía reducirá el coste de la financiación frente a otros mercados sin otorgamiento de garantías.

La mitigación del riesgo de crédito ha convertido a este tipo de operaciones en el principal medio de los Bancos Centrales para la conducción de sus actuaciones de política monetaria. De este modo estos consiguen incrementar la liquidez en el sistema con un menor riesgo implícito en cada operación para el Banco Central. Asimismo cabe señalar como la operatoria repo no solo facilita la toma de posiciones largas y cortas en determinados activos, sino que permite también la cobertura de posiciones ya abiertas así como la creación de posiciones de tipo arbitrajista, jugando un papel fundamental como piedra angular para el buen funcionamiento de los mercados financieros.

Además de proveer una fuente eficiente de financiación, los mercados de operaciones repo proporcionan por tanto un refugio seguro para los excesos de liquidez de los agentes del mercado. Adicionalmente, su importancia queda reflejada en la ampliación del rango de participantes en el mercado monetario que permite, mitigando el riesgo de crédito y permitiendo acceso de determinados agentes a la obtención de fondos con plazos de vencimiento elevados.

En los referentes a la cobertura de posiciones abiertas, este mercado permite la cobertura de posiciones tomadas en los mercados primarios de deuda, promoviendo de este modo la adquisición de deuda pública en estos mercados. De este modo una posición compradora en una determinada emisión de deuda pública podría ser cubierta con la toma de posición vendedora en repo<sup>4</sup>. Del mismo la toma de una posición corta mediante la entrega de títulos de deuda puede ser cubierta mediante la obtención de títulos cedidos en el mercado de repo. Es por esto, que las emisiones de deuda pública, sin este mercado proveedor de coberturas, implicaría más riesgos para los compradores y elevaría inevitablemente los costes de emisión para los emisores. Al igual que en los mercados primarios, la operatoria repo juega un papel fundamental en el funcionamiento de los mercados secundarios de deuda, permitiendo fijar precios de compra y venta de forma continua para los inversores y asegurando niveles de liquidez suficientes en estos mercados. De este modo, aunque los creadores de mercado mantienen posiciones en cartera de determinados activos, podrán atender fácilmente la demanda de activos fuera de su cartera. En este caso podrían acudir al mercado secundario para comprar dichos activos, aunque habitualmente será el mercado repo el que les mostrará la posibilidad o no de obtención de ese activo y de poder venderlo aún no poseyéndolo en cartera. La alternativa a este mercado sería el mantenimiento de largos inventarios de activos por parte de los creadores de mercado, lo que elevaría los costes de estas transacciones.

La mejora en la liquidez en los mercados primarios y secundarios de deuda fomentada por el incremento en la negociación y el arbitraje en estos mercados, permitirá mejorar el balance entre oferta y demanda de estos activos y facilitar su correcta valoración. Esto permitirá la creación de curvas de descuento de tipos de interés más suavizadas, esenciales para la valoración apropiada de los activos financieros, mejorando la valoración y distribución de capitales en los mercados financieros. La capacidad para tomar prestados determinados activos prevendrá además situaciones de restricción en el acceso a los mismos (*squeezes*). Estas restricciones provocan habitualmente fallos en la liquidación y en el funcionamiento de los mercados, animando la volatilidad en los tipos de interés asociados y creando distorsiones en las curvas de descuento.

---

<sup>4</sup> Esta posición podría cubrirse también mediante otros medios, ya sea mediante la venta de un activo similar, o mediante una posición vendedora en el mercado de futuros de deuda pública.

Respecto a los mercados internacionales de operaciones repo, existen marcadas diferencias en el funcionamiento de estos diferenciando entre distintas zonas económicas del mundo. El comportamiento de estos mercados en Estados Unidos y Europa presenta por ejemplo una diferente evolución fundamentada principalmente en las diferencias estructurales existentes entre los mismos.

Respecto al rango de colaterales, aunque este suele ser amplio y difiere según el mercado analizado, la utilización de bonos soberanos como garantía está extendida en todo el mundo, siendo el mercado repo con garantía de activos privados un mercado de mucha menor liquidez (ICMA 2014). Estos activos incluirán bonos corporativos, acciones de renta variable, cestas de acciones que replican índices de renta variable, titulizaciones hipotecarias, titulizaciones de activos, pagarés bancarios y, desde el inicio de la crisis, el oro (ICMA, 2013). Los repo sobre activos no soberanos reciben la denominación anglosajona de *credit repo*, y su casi siempre mayor riesgo respecto al riesgo soberano provocará la aplicación de un *haircut* o margen inicial sobre su precio de mercado, lo que implicará menores flujos de liquidez otorgados y recibidos<sup>5</sup>. Desde el inicio de la crisis en 2007 esta situación ha cambiado y se ha vuelto habitual la aplicación de *haircuts* y márgenes iniciales sobre operaciones repo con colateral soberano.

En lo relativo a los plazos de vencimiento de este tipo de operatoria, el informe de ICMA (2013) señala como en el mercado de EEUU la práctica totalidad de la operatoria repo es de vencimiento a un día, mientras en Europa los vencimientos son más heterogéneos y se han amplían más en el tiempo. Hördahl y King (2008) observaban como en Europa las operaciones repo con vencimiento no superior un mes constituyen dos tercios del total de la operatoria negociada, en contraposición con otros mercados como el de Reino Unido, donde dos tercios del volumen negociado se refiere a operatoria intradía y únicamente un cinco por ciento de la operatoria presenta vencimientos superiores a un mes.

El colateral negociado en estas operaciones ha jugado un papel importante en la diferente evolución que han seguido los mercados de EEUU y Europa desde el inicio de la crisis. Mientras el mercado europeo se centraba en operaciones con colateral de máxima calidad crediticia, casi siempre bonos de riesgo soberano, el mercado estadounidense negociaba un amplio abanico de activos de diferente riesgo y naturaleza. Ante la agravación de la crisis en 2008, el mercado de Estados Unidos empezó a rechazar la aceptación de activos como colateral que no fueran de máxima calidad crediticia. Este hecho unido al aumento de la demanda sobre estos últimos<sup>6</sup>, provocó ya desde el tercer trimestre de 2008 una caída abrupta en el tipo repo de máxima calidad junto con una huída de participantes del mercado repo de colateral de menor calidad. Hördahl y King (2008) achacaban a la combinación de tres factores las tensiones que experimentó el mercado repo de EEUU a diferencia al principio de la crisis. De este modo citan la escasez de títulos, el aumento en la demanda de los mismos y reticencia de los agentes a prestar estos títulos mediante operaciones repo como origen de esas tensiones. En Europa sin embargo, la menor diversificación en el colateral hizo que su mercado repo no se viera afectado en un primer momento por un brusco cambio de tendencia en la preferencia por uno u otro tipo de activos.

---

<sup>5</sup> Por *haircut* debe entenderse aquel porcentaje de descuento que se aplica sobre el valor de mercado del activo entregado como garantía. Esta minoración en el valor del activo entregado, provocará que el agente receptor de financiación obtendrá una cantidad en efectivo inferior al 100% del valor de mercado del activo cedido.

<sup>6</sup> El incremento de la demanda de estos activos vino principalmente de su utilización como activo refugio y para la cobertura de posiciones cortas que habían llegado a vencimiento

Gorton y Metrick (2012) apuntan en la misma línea como cuando se desató la crisis en 2007, los compradores de operaciones repo en EEUU exigieron una mayor calidad en los activos recibidos como garantía, además de un incremento en los márgenes iniciales y *haircuts*. Estos autores señalan como algunos bancos estadounidenses trataron entonces de responder a esta situación aumentando su capital mediante la emisión de activos, siendo esta iniciativa insuficiente por la brusca caída en los precios de los activos inmobiliarios y su fuerte afectación sobre los balances. La venta masiva del subyacente que actuaba de colateral, en muchos casos titulizaciones de activos y activos inmobiliarios, acentuó la caída en precios de estos activos que, junto al aumento de los márgenes iniciales, creó una espiral de caída en precios difícil de contener. Esto provocó para agosto de 2007, un cese en la operatoria de repo para una gran cantidad de colaterales en ese mercado. Estos autores señalan a la fuga masiva de capitales en el mercado repo como el principal detonante del pánico financiero desatado en 2007-08, reduciendo la importancia de la fuga en los mercados de depósitos que había sido hasta entonces el tradicional detonante de las crisis anteriores. En este sentido, otros estudios como el de Giannone et al. (2011) constatan como tras el colapso del banco de inversión Lehman Brothers, tradicionales canales de transmisión de distorsiones en anteriores crisis financieras como los componentes del agregado monetario M1 o los préstamos a corto plazo a empresas no financieras siguieron un patrón de comportamiento acordes a la economía de precrisis. Estos autores constataban igualmente de este modo las características diferenciales de esta crisis frente a crisis anteriores.

En Europa mientras tanto las tensiones no afloraron en el mercado de operaciones repo hasta la segunda mitad de 2008, dando lugar a un tensionamiento en la rentabilidad exigida por los agentes financiadores a medida que la crisis avanzaba. Este hecho tuvo su reflejo en el incremento relativo de los tipos repo frente a otras referencias, soportado por un incremento en la aversión al riesgo, una creciente preferencia por la liquidez y por una cada vez mayor incertidumbre sobre el precio del colateral. Es asimismo destacable como las diferentes formas de afrontar los inicios de la crisis por parte de los bancos centrales de ambos países afectaron a la evolución de sus mercados. El Banco Central Europeo (BCE) aceptó desde un principio en sus operaciones de financiación un gran rango de colateral, superior al de otros bancos centrales. Como constata González-Páramo (2012), ya desde antes de la crisis el BCE aceptaba un mayor abanico de colateral que la Reserva Federal estadounidense (Fed) o el Banco de Inglaterra. Tras el inicio de la crisis, se amplió aún más la variedad de activos aceptados como garantía lo que ayudó a reducir las tensiones en la liquidez del sistema financiero europeo. Entre otras actuaciones importantes por parte de la Institución Europea cabe destacar la creación del *Euro GC Pooling*, que logró incrementar el volumen negociado en el mercado de operaciones repo, evitando las tensiones en la demanda que se habían dado en el mercado estadounidense. Este sistema permitía la contratación de operaciones repo vía Cámara Central de Contrapartida (CCP en sus siglas en inglés) habilitando un sistema transfronterizo de gestión del colateral que permitía la reutilización de determinados colaterales cediéndolos al BCE y aumentando significativamente el volumen de operaciones repo negociadas. La CCP presentaba dos funciones fundamentales:

- i) Una vez acordada una operación repo entre dos partes, la Cámara se situaba de intermediaria actuando como contrapartida para ambas, siendo parte

- compradora para el vendedor de repo, y parte vendedora frente al comprador del repo<sup>7</sup>.
- ii) La Cámara realizaba el neteo en las entregas de activos entre diferentes operaciones de repo y diferentes contrapartidas que liquidasen el mismo activo en la misma fecha.

De este modo, la CCP reducía la exposición al riesgo de contrapartida a la vez que aplicaba una rigurosa gestión del riesgo que beneficiaba la solvencia de todo el sistema. Adicionalmente, y gracias al neteo en las operaciones, aumentaba la eficiencia del mercado y conseguía reducir el tamaño de las hojas de balance de las contrapartidas afectadas. Durante la crisis de 2007, las CCP consiguieron mantener activo el mercado repo en Europa en algunas economías periféricas donde se habían detectado ya restricciones. En Europa las principales cámaras de compensación de mercado repo son LCH-Clearnet Ltd. (Reino Unido), LCH-Clearnet S.A. (Francia), Eurex Clearing (Alemania), CC&G (Italia), y MEFF (España).

La diferencia en la naturaleza y definición del repo con colateral de máxima calidad en Europa y en EEUU, conocido como *general collateral repo* o GC repo, es también un factor clave a la hora de definir la diferente evolución que han seguido ambos mercados. Mientras en EEUU el colateral de máxima calidad es referido a una cesta homogénea de activos del Tesoro Americano, en el caso Europeo esta cesta es mucho más heterogénea y en su elaboración intervienen los bonos soberanos de hasta quince países europeos<sup>8</sup>.

El GC Repo Europeo, también conocido como Eurepo y publicado por la Federación Bancaria Europea (FBE) y el *European Repo Council*<sup>9</sup>, es calculado a partir de tipos de operaciones repo negociadas en la Eurozona y fue publicado por primera vez en marzo de 2002. Diariamente cada uno de los miembros de un panel formado por trece entidades financieras<sup>10</sup>, informan sobre un tipo de interés, redondeado a tres decimales, al que estiman le prestarían a otro banco de igual calidad en operación repo, con una cesta de bonos soberanos como garantía. Los bancos del panel deberán informar sus datos a Thomson Reuters no más tarde de las 10:45 am. (CET) cada día del calendario denominado TARGET, y tendrán hasta las 11:00 am. (CET) para subsanar posibles errores. A esa hora Thomson Reuters procederá al cálculo del tipo Eurepo o GC repo, eliminando el 15% de datos mayores y menores y procediendo a realizar una media de los tipos restantes que redondeará a dos decimales. Los precios son de tipo contado, con base Act./360 redondeados a tres decimales, y toman valor a los dos días de publicación.

El *general collateral* es el rango de activos aceptados como colateral en el mercado repo por la mayoría de intermediarios y que deberán presentar un precio muy similar. Por ello los

---

<sup>7</sup> La CCP estará calificada creditivamente como AAA ya que tendrá colateralizadas todas sus posiciones abiertas, ofreciendo un atractivo bajo riesgo de contrapartida en estas operaciones.

<sup>8</sup> El colateral del GC repo estará compuesto por una cesta de bonos soberanos de los siguientes países europeos: Austria, Bélgica, Chipre, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Malta, Holanda, Portugal, Eslovenia y España.

<sup>9</sup> La FBE es el órgano representativo de alrededor de 5.000 bancos en Europa, mientras ERC es un consejo regional integrado en el International Repo Council (IRC), grupo de interés creado por ICMA para miembros activos del mercado internacional de operaciones repo.

<sup>10</sup> Entidades financieras de la Eurozona: Belfius (Bélgica); Commerzbank, DZ Bank, Unicredit AG (Alemania); National Bank of Greece (Grecia); Banca Monte dei Paschi di Siena, Intesa San Paolo (Italia); Caixa Geral de Depósitos (Portugal); BBVA, Banco Santander, Cecabank (España). Entidades financieras de fuera de la Eurozona: Nomura y Morgan Stanley

miembros del mercado estarían indiferentes entre la selección de uno u otro activo de la cesta por lo que el precio de la financiación debería variar por las variaciones en la oferta y demanda de efectivo, más allá de alteraciones de demanda en los activos de la cesta. Sin embargo la crisis financiera iniciada en 2007 y la posterior crisis de deuda en Europa han llegado a fragmentar el mercado repo de riesgo soberano en la Eurozona, provocando diferencias entre tipos repo por las diferentes contrapartidas y el tipo de colateral. La elevada heterogeneidad en el riesgo de crédito de los emisores de cada colateral de la cesta de elegibles ha provocado finalmente que las cotizaciones se realicen teniendo en cuenta la entrega de aquellos activos de mayor calidad de la cesta<sup>11</sup>. La consecuencia ha sido un retroceso en la integración del mercado repo en la Eurozona y el nacimiento de mercados nacionales de *general collateral*, aunque el GC Repo en la Eurozona ha seguido siendo una referencia sobre todo a plazos cortos donde se minimiza el riesgo de crédito.

El GC Repo FBE sigue siendo por tanto una buena referencia y aproximación al repo de mayor calidad en el conjunto de la Eurozona. En 2005 fue considerado por el entonces presidente del BCE, Jean Claude Trichet, como un éxito de la integración de los mercados de financiación europeos, del que se rescatan a continuación sus palabras:

*"The growing repo market is still somewhat less integrated than the unsecured segment which is fully integrated, but integration progresses. The creation of the Eurepo index - the benchmark for secured money market transactions in the euro area - three years ago was an important market initiative for promoting the repo market's integration. Anecdotal evidence collected via market survey from counterparties active in the repo market suggests that the share of euro area cross-border transactions increased further to around 30% in December 2004."*

*Jean Claude Trichet*  
NY, 19 de abril de 2005

## **1.2. Aproximación a las variables interviniéntes en los modelos de predicción del diferencial repo-OIS. Definiciones básicas**

Se procede durante el presente capítulo a la definición de las variables de mercado que intervendrán en los futuros modelos predictivos de esta Tesis Doctoral. La definición adecuada de estas variables permitirá en primer lugar, sentar las bases conceptuales para el correcto desarrollo y seguimiento de esta investigación, además de constituir una pieza clave para la correcta interpretación de los resultados de los modelos de estimación expuestos. Se tratarán tanto variables comunes a ambas áreas geográficas, como variables exclusivas de cada una de ellas. Igualmente se aproximarán los instrumentos de política monetaria del Eurosistema, en tanto en cuanto estos jugarán un importante papel a la hora de definir la evolución del diferencial de estudio repo-OIS.

---

<sup>11</sup> Este hecho es observable en las cotizaciones contribuidas en Reuters (EUREPOPANEL) en el que bancos con riesgo tan heterogéneo como el National Bank of Greece y el Commerzbank cotizan tipos de interés muy similares, asumiéndose la entrega del colateral de máxima calidad de la cesta.

## Overnight index swap (OIS)

Un *overnight index swap* es un instrumento derivado de tipo financiero, que supone un intercambio de flujos entre dos contrapartidas, sin intercambio de nominales. Una de las partes se comprometerá a abonar a vencimiento a la otra, el resultado de capitalizar diariamente los tipos a un día registrados durante el periodo, y que constituirá el flujo de pagos variables del *swap*. La otra contrapartida se comprometerá por su parte al pago de un tipo fijo pactado al inicio del periodo y que es conocido como tipo OIS.

Dependiendo del mercado monetario en que se esté operando, la parte de pago variable tomará distinto tipo a un día según la divisa en que se defina el producto, utilizándose Eonia en el mercado del Euro, *overnight unsecured rate* en el mercado de EEUU, o SONIA para Reino Unido. Como en cualquier *swap* o permuto financiera, al inicio de la operación ambos flujos de pago deberían tener un valor actual equivalente, que hará nulo el valor del producto para ambas partes.

La terminología habitual en este tipo de productos, señala como comprador de OIS, a aquel agente pagador de la rama fija o tipo OIS, que será fijado al inicio de la contratación del producto. Este recibirá a cambio en la misma fecha de vencimiento, el cobro del flujo variable igual a la capitalización diaria del tipo a un día de referencia del mercado, y que pagará la parte vendedora del *swap*.

Los contratos de OIS han constituido tradicionalmente un instrumento eficaz de cobertura de riesgo de tipo de interés, no solo en la toma de posiciones en el mercado monetario sino también en el arbitraje de mercados de divisas y de la paridad de interés cubierta (Mancini Griffoli y Ranaldo, 2011). Respecto a la gestión del riesgo de tipo de interés, la parte compradora de OIS se asegurará a vencimiento la recepción de un flujo monetario, equivalente a la capitalización del tipo Eonia durante el periodo de vida del producto, a cambio del pago de un tipo fijo ya fijado. De este modo, este agente podrá cubrir durante todo ese periodo sus posiciones de financiación a un día, sin riesgo de incrementos inesperados en el tipo Eonia que le encarecerían el coste de financiación.

El hecho de que en este tipo de productos no se realice un intercambio de nominales, unido a sus reducidos plazos de vencimiento, y a la cada vez más extendida cobertura de derivados financieros mediante aportaciones de garantías extraordinarias, hacen del tipo OIS una referencia aceptada por el reducido riesgo de crédito que incorpora. Por ello, es habitual su uso para la definición de los costes de financiación en las emisiones de renta fija corporativa, donde el coste de la emisión se medirá habitualmente en términos de puntos básicos sobre *mid-swap*. Igualmente, es ampliamente aceptada su utilización para la definición de los costes de financiación, tanto garantizados como no garantizados, en una economía. De este modo, el diferencial repo-OIS actuará como indicador del coste de la toma de fondos garantizados, siendo el análisis de este diferencial la base del presente estudio de investigación.

## Credit default swap (CDS) de instituciones financieras

Por *credit default swaps* se entenderán aquellos contratos bilaterales a través de los cuales se transmite el riesgo de crédito entre las contrapartidas que operan con ellos. En esta operatoria, el comprador de CDS adquirirá una protección ante un evento de crédito

(impago, entrada en mora, reestructuración de la deuda,...) de un tercero, a cambio del pago de unas primas periódicas.

Dicha protección se materializará, en caso de ocurrencia del evento de crédito pactado, en el derecho a recibir un pago indemnizatorio. En concreto es habitual que, una vez producido y confirmado el suceso de crédito, el vendedor del CDS entregue a la parte compradora el nominal de los activos de referencia implicados, a cambio de recibir del comprador esos activos fuertemente devaluados por el evento de crédito. Existirá también la posibilidad de liquidación por diferencias, aunque esta opción es menos habitual. Las cotizaciones de estos productos se expresarán normalmente en términos de diferencial anualizado, en forma de una prima periódica sobre el nominal.

Serán publicados asimismo índices de CDS sectoriales, como el índice CDS sobre instituciones financieras europeas<sup>12</sup>, que será utilizado en los modelos predictivos sobre la Eurozona desarrollados en esta Tesis Doctoral. Este índice englobará la media del riesgo de contrapartida de las instituciones financieras europeas, comprendiendo veinticinco CDS ponderados del sector, y en los que cada contribuidor deberá cumplir un grado mínimo de inversión en su calificación crediticia<sup>13</sup>. La calificación que se tomará como referencia será, para cada una de las tres principales agencias de calificación, el mínimo *rating* entre:

- i) Emisor, deuda senior no garantizada y rating corporativo (Moody's)
- ii) Emisor a largo plazo y rating de deuda senior no garantizada (S&P)
- iii) Rating *default* del emisor y el rating de deuda senior no garantizada (Fitch)

Este índice revisará su composición cada 20 de septiembre y 20 de mayo, o días inmediatamente posteriores si alguno fuera festivo, debiéndose cumplir los mencionados criterios de calificación crediticia<sup>14</sup>.

En el caso español no existe un índice cotizado que englobe una media de los CDS del sistema financiero nacional, por lo que se optará por la creación de un índice sintético derivado de los CDS cotizados de instituciones financieras concretas. Se tomara para ello niveles de CDS sobre deuda senior con vencimiento a cinco años. La generación de este índice puede consultarse en el Capítulo 2.1.2 del presente documento.

## Índices de volatilidad: VSTOXX y volatilidad histórica del IBEX 35

El índice de volatilidad VSTOXX sobre opciones del índice de renta variable Euro Stoxx 50, tratará de aproximar una medida del nivel de volatilidad de la renta variable en la economía de la Eurozona. La generación de este índice seguirá un proceso metodológico similar al VIX, que fue desarrollado de forma conjunta por Deutsche Borse y Goldman Sach<sup>15</sup>. Conceptualmente este índice no mide las volatilidades implícitas de aquellas opciones dentro de dinero o *at the money*, sino que realiza el cálculo de la varianza implícita

---

<sup>12</sup> Markit iTraxx Europe Financial index

<sup>13</sup> Grado de inversión: BBB- o superior (S&P, Fitch), Baa3 o superior (Moody's)

<sup>14</sup> Estos criterios son ampliamente definidos en el documento emitido por Markit (2013)

<sup>15</sup> Fuente: Bloomberg

(volatilidad) mediante todas las opciones con un determinado periodo a vencimiento. El índice VSTOXX esta diseñado como un índice rotante cada treinta días y calculado a través de la interpolación de los dos subíndices, de los ocho existentes, con vencimientos más cercanos a ese periodo<sup>16</sup>.

Para el caso español, aunque existen índices de volatilidad sobre IBEX 35, estos no cotizan precios en plataformas de información financiera, hecho que dificulta su utilización para la realización de investigaciones. Por ello, en el presente trabajo, se procederá al cálculo de la volatilidad histórica del índice de volatilidad histórica del índice de renta variable IBEX 35. Se tomarán para ello datos diarios del índice, calculándose la volatilidad mediante periodos de sesenta días, capaces de representar de forma suficiente las oscilaciones del mercado de renta variable español.

### **Ratio de apalancamiento de instituciones financieras**

Esta variable, relacionada por Adrian y Shin (2010) con el índice VIX de volatilidad, representará el grado de inversión financiada mantenido por las instituciones financieras de una economía.

Su cálculo, en tanto en cuanto no se trata de un índice cotizado, partirá de la obtención de los datos de balance de las entidades financieras más representativas de las economías a analizar, España y la Eurozona en el caso de la presente investigación. Su cálculo medirá la evolución de los recursos propios de estas entidades frente a sus activos totales, lo que tras un proceso de ponderación, permitirá obtener el grado de inversión financiada en cada sector financiero. La generación y los datos de este índice sintético son expuestos para su consulta en el Capítulo 2.1.2 de esta Tesis Doctoral.

### **Prima de riesgo**

La prima de riesgo constituye una medida referida al diferencial existente entre la rentabilidad de un activo determinado, y un *benchmark* o activo de referencia representativo de un mínimo riesgo de crédito. En el caso español, dicha comparación se realiza mediante el cálculo de diferenciales entre la rentabilidad de la Obligación del Estado Español a diez años, y la rentabilidad del bono alemán BUBL al mismo plazo.

Las referencias utilizadas para la comparación y cálculo de la prima de riesgo, varían en ocasiones entre las distintas agencias de información, por lo que el dato de la variable podrá variar entre unas y otras. Igualmente, el paso del tiempo provocará que determinadas referencias dejen de ser válidas, forzando su sustitución por otras de vencimiento cercano a diez años. Este hecho podrá ocasionar movimientos en el dato, aún cuando el riesgo de los bonos nacionales comparados se haya mantenido inalterado. Por ello, aunque se trata de una medida ampliamente utilizada por el mercado, deberá tenerse en cuenta el grado de discrecionalidad que lleva implícita en su formación.

### **Euribor**

---

<sup>16</sup> Eurex (2013) amplía información sobre el funcionamiento de este índice de volatilidad

Se acerca la definición de este tipo de referencia en el mercado interbancario e hipotecario europeo, en tanto en cuanto participará junto con el tipo OIS, como variable en los modelos de estimación.

El tipo Euribor es aquel tipo de interés al que sería ofrecido un depósito interbancario sin garantías en euros, por un banco de primer orden a otro banco de similar calidad dentro de la Eurozona. En su composición intervienen una serie de bancos de primer nivel, que no más tarde de las 10:45 am. (CET) deberán introducir sus datos de Euribor en la plataforma de Thomson Reuters, donde será publicado a las 11:00 am. (CET). Thomson Reuters calculará este tipo publicado eliminando el 15% más alto y más bajo, y mediante una media de los tipos restantes que redondeará al tercer decimal. En la actualidad se cotizan tipos Euribor con vencimiento a una y dos semanas, y a uno, dos, tres, seis, nueve y doce meses<sup>17</sup>.

La elección del panel de bancos está basado en criterios de mercado y trata de asegurar que la diversidad del mercado monetario de la Eurozona queda fielmente reflejada. A fecha abril de 2014, este panel se componía de veintisiete bancos, aunque podrá variar su número en el futuro<sup>18</sup>. Como banco de primer orden debe entenderse a aquellas instituciones de crédito con alta calidad crediticia a corto plazo, prestadora de fondos a tipos de interés relacionados en mercados competitivos, y reconocida como activa en el acceso a las operaciones de mercado abierto del Eurosistema. La definición de las características que deben seguir estos bancos, así como métodos de cálculo del tipo Euribor y características de este tipo de interés, pueden ser consultados ampliamente en el documento de la Federación Bancaria Europea (FBE, 2013).

## Política monetaria del BCE

Para valorar individualmente las variables relacionadas con la liquidez en la Zona Euro, se debe desarrollar y definir el marco y contexto en el que se desarrollan las operaciones que se engloban dentro de este concepto.

La ejecución de la política monetaria única en la Eurozona está a cargo del Sistema Europeo de Bancos Centrales (SEBC), un organismo compuesto por el Banco Central Europeo (BCE) y por los bancos centrales nacionales de los estados miembros de la Unión Europea<sup>19</sup>. El SEBC estará regido por los órganos rectores del BCE, siendo el Consejo de Gobierno del BCE el encargado de la formulación de la política monetaria y su Comité Ejecutivo el encargado de instrumentarla, pudiendo recurrir a los bancos centrales nacionales de la Eurozona para ese fin.

El objetivo fundamental del Eurosistema viene delimitado en el Tratado Constitutivo de la Comunidad Europea en su Artículo 105, y se define como la estabilidad de precios. Este objetivo principal se define sin perjuicio de poder apoyar las políticas económicas generales

---

<sup>17</sup> Desde el 1 de noviembre de 2013 dejaron de calcularse las referencias relativas a los plazos de tres semanas y de cuatro, cinco, siete, ocho, diez y once meses

<sup>18</sup> Existen movimientos continuos en los intervenientes de este panel. A modo de ejemplo CIC decidió abandonar este panel de bancos con fecha 31 de marzo de 2014, mientras KBC hizo lo propio con fecha 1 de abril

<sup>19</sup> Los bancos centrales de países no euro no participarán en la ejecución de esa política monetaria

de la Unión Europea, actuando conforme al principio de economía abierta y de libre competencia, y fomentando la asignación eficiente de recursos. Para la consecución de estos objetivos el Eurosistema cuenta con tres instrumentos fundamentales:

- i) Operaciones de mercado abierto
- ii) Facilidades permanentes
- iii) Exigencias de reservas mínimas

- i) Operaciones de mercado abierto

Estas operaciones desempeñan un importante papel a la hora de gestionar el nivel de liquidez de los mercados, controlar los tipos de interés y orientar la política monetaria. Existen cinco tipos de instrumentos para la realización de este tipo de operaciones, pudiendo ser estos operaciones temporales<sup>20</sup>, operaciones simples, emisiones de certificados de deuda, *swaps* de divisas, y captación de depósitos a plazo fijo. Estas operaciones se inician a instancias del BCE, el cual decidirá que instrumento utilizar en cada momento y las condiciones para su ejecución. A su vez podrán ser ejecutadas mediante subastas estándar, subastas rápidas o procedimientos bilaterales. Realizando una clasificación de tipología mediante finalidad, periodicidad y procedimientos, estas operaciones pueden clasificarse en cuatro categorías:

- i.i) Operaciones principales de financiación

Operaciones temporales de inyección de liquidez de carácter regular, con periodicidad semanal y vencimiento a una semana, y ejecutadas por los bancos centrales nacionales mediante subastas estándar.

- i.ii) Operaciones de financiación a plazo más largo o *long-term refinancing operations* (LTRO)

Operaciones temporales de inyección de liquidez, tradicionalmente con periodicidad mensual y vencimiento a tres meses, ejecutadas como en el primer caso mediante subastas estándar por los bancos centrales nacionales.

Aunque estos vencimientos a más corto plazo han sido habituales, fue a partir de dos grandes emisiones de estos instrumentos a largo plazo cuando los LTRO ganaron protagonismo. La primera emisión de LTRO a 3 años tomó como fecha valor el 22 noviembre 2011, con vencimiento 29 de enero de 2015, y mediante ella el BCE logró inyectar en el sistema un total de 489.190,75 millones de euros. Se realizó posteriormente una segunda emisión también a 3 años, con fecha valor el 1 de marzo de 2012 y vencimiento 26 de febrero de 2015, que logró inyectar en el mercado un total de 529.530,81 millones de euros<sup>21</sup>.

- i.iii) Operaciones de ajuste

Se ejecutan principalmente mediante operaciones temporales aunque también pueden realizarse mediante *swaps* de divisa o depósitos a plazo fijo, habitualmente por medio de los bancos centrales nacionales mediante subastas rápidas o procedimientos bilaterales. Estas

---

<sup>20</sup> Mediante cesiones temporales o préstamos garantizados

<sup>21</sup> Fuente: BCE

operaciones se realizan de forma ad hoc para gestionar la situación de liquidez del mercado, controlar los tipos de interés y suavizar el efecto que sobre estos tipos tienen las fluctuaciones de liquidez en los mercados. Son habituales durante el último día del periodo de mantenimiento de reservas, con el objetivo de contrarrestar las fluctuaciones en la liquidez desde la última operación principal de financiación.

#### i.iv) Operaciones estructurales

Operaciones ejecutadas por los bancos centrales nacionales mediante las que el BCE ajusta la posición global del Eurosistema frente al sector financiero. Son realizadas mediante operaciones temporales, emisión de certificados de deuda en subastas estándar y operaciones simples en procedimientos bilaterales.

### ii) Facilidades permanentes

El objetivo de este tipo de instrumentos de política monetaria será proporcionar y absorber liquidez en el sistema financiero a un día, señalando la dirección hacia dónde se dirige la política monetaria y controlando los tipos de interés de mercado a un día. Existen dos tipos de facilidad permanente:

#### ii.i) Facilidad marginal de crédito

Instrumentada por los bancos centrales nacionales para el otorgamiento de liquidez a un día a las entidades financieras, contra activos de garantía. El tipo de interés de la facilidad marginal de crédito constituye normalmente un límite superior para el tipo de interés de mercado a un día.

#### ii.ii) Facilidad marginal de depósito

Operación mediante la cual las entidades de crédito realizan depósitos a un día en los bancos centrales nacionales. El tipo de interés de esta facilidad constituye habitualmente un límite inferior para el tipo de interés de mercado a un día.

#### iii) Exigencia de reservas mínimas

El sistema de reservas mínimas es aplicado a las entidades de crédito de la zona euro con el objetivo de estabilizar los tipos de interés del mercado monetario, y crear o aumentar un déficit estructural de liquidez. El cumplimiento de reservas mínimas se determina en función del nivel medio de reservas diarias durante el periodo de mantenimiento, y siendo estas remuneradas al tipo de interés de las operaciones principales de financiación del Eurosistema. Los depósitos mantenidos por encima del saldo obligatorio no se remunerarán.

También llamado control del coeficiente de caja, este coeficiente es el porcentaje de los pasivos bancarios computables que deben mantener diariamente las entidades financieras en sus cuentas de tesorería en sus respectivos bancos nacionales. El marco legal del coeficiente de caja del Sistema Europeo de Bancos Centrales (SEBC) se establece en el Reglamento del Consejo y el Reglamento del BCE sobre el Coeficiente de Caja.

## 1.3. El diferencial repo-OIS y otros diferenciales de tipos de interés del mercado monetario

### 1.3.1. Análisis de condicionantes del diferencial repo-OIS y revisión de la literatura relacionada

El estudio de los distintos diferenciales de tipos de interés ha sido ampliamente seguido por analistas, académicos y operadores del mercado, en cuanto en tanto son indicadores fiables de la determinación de los costes de financiación dentro de una economía. El presente estudio se centra en la evolución del diferencial entre el tipo de interés de operaciones repo y el tipo del OIS, por tratarse este de una referencia adecuada para la valoración del coste de la financiación de fondos con otorgamiento de garantías. Los contratos de OIS son considerados tradicionalmente como productos cercanos al libre de riesgo, y el haberse visto escasamente afectados por el incremento del riesgo de crédito y la escasez de liquidez desde 2007, ha hecho de ellos una buena referencia para medir el riesgo de crédito de contrapartida.

Hördahl y King (2008) analizan la evolución del diferencial repo-OIS en las economías de Estados Unidos, Europa y Reino Unido, observando como en cada una de ellas este sigue un camino particular y diferenciado del resto de economías del análisis. Otros estudios han tratado de analizar los elementos externos que han afectado al desarrollo del diferencial. Rai (2013) estudia los efectos sobre el repo-OIS de las medidas tomadas por la Reserva Federal entre 2007 y 2009, representando el efecto sobre los *spreads* de crédito mediante el diferencial Repo 1 mes – OIS 1 mes como indicador del coste de los fondos garantizados.

Además del diferencial repo-OIS como medida del riesgo de toma de fondos con garantía, existen otros diferenciales de tipos de interés ampliamente utilizados en los mercados monetarios como serían el Libor-OIS y el Euribor-OIS, representativos ambos de los costes de financiación en mercados interbancarios no garantizados. Heider et al. (2009) analizan el mercado monetario europeo mediante el diferencial Euribor-OIS del euro con vencimiento a tres meses, comparándolo con el estadounidense Libor-OIS al mismo plazo, y observando como la crisis de 2007-08 no afectó de forma tan importante a la economía europea como a estadounidense. Estos autores constatan la caída pronunciada en la actividad de varios segmentos del mercado interbancario americano, como el de préstamos no garantizados (*unsecured*), el de préstamos garantizados (*secured*) y el de operaciones repo con colateral de baja calidad crediticia. Refiriéndose al mercado europeo, observan a raíz de la crisis en 2007, un tensionamiento en el tipo Eurepo o GC repo europeo frente a los tipos de operaciones repo sin colateral gubernamental, mostrando la importancia como tipo benchmark de esta referencia.

Para el caso de Estados Unidos, Gorton y Metrick (2012) encuentran una alta correlación entre los movimientos en el diferencial Libor-OIS y el comportamiento de los diferenciales de crédito y los tipos repo, además de observar como dicho diferencial actúa como una aproximación de los miedos sobre la solvencia del sistema bancario. Taylor (2009, 2011)

analizó el efecto de las medidas política monetaria de la Fed, y más en concreto de su programa TARP, *troubled asset relief program*, dirigido a la prevenir los impagos en los activos del sistema bancario estadounidense, sobre la evolución del diferencial Libor-OIS en esa economía. Este autor no encontrará evidencia de que dichas medidas fueran efectivas y consiguieran relajar las tensiones en los costes de financiación. Otros autores sí defenderán la importancia de estas medidas de política monetaria y su éxito en conseguir relajar las tensiones en el diferencial Libor-OIS. Mc Andrews et al. (2008) defendían en este sentido la importancia de las políticas monetarias, centrando su análisis en como el programa TAF, *term auction facility*, en EEUU afectó positivamente en la rebaja de tensiones sobre el tipo Libor. Finalmente Taylor y Williams (2009) constatan la alta correlación entre el Libor-OIS y el Libor-Repo, diferencial este que tratan como medida del riesgo de contraparte, evidenciando las relaciones existentes entre los tipos del mercado monetario y de repo.

La aproximación a los condicionantes que han guiado este y otros diferenciales del mercado monetario, ha sido amplia en la literatura económica, centrándose en muchos de ellos en variables relativas al riesgo y la liquidez. Ejemplos de la utilización y diferenciación de estos dos factores son Fong et al. (2010) que encuentran una correlación positiva entre las desviaciones positivas en el arbitraje de la paridad de interés cubierta, la falta de liquidez del mercado y las diferencias de riesgo de crédito entre los bancos de los países analizados<sup>22</sup>. Sarkar (2009) muestra también como, tanto las estrecheces en la liquidez como el aumento en el riesgo de crédito de las contrapartidas, fueron determinantes en las distintas etapas de la crisis de 2007-09. Para este autor, las políticas de la Fed que primaron el estímulo de la liquidez en las primeras etapas de la crisis alcanzaron cierta efectividad, aunque perdieron su influencia una vez el riesgo de crédito paso a ser el factor predominante en el mercado.

En contra de la separación entre riesgo y liquidez se encuentran autores como Goodhart y Huang (1999) que asumen que ni siquiera los bancos centrales, especialmente en decisiones de intervención rápida, son capaces de distinguir entre bancos insolventes y bancos solventes con problemas de liquidez, rechazando por esta razón una diferenciación entre los dos factores. En este sentido Rai (2013) señala como el programa de compra de activos problemáticos en Estados Unidos, TARP, no diferenciaba entre ambos factores, teniendo como objetivo tanto la reducción tanto del riesgo de crédito como del riesgo de liquidez. En este sentido señala como la implementación de políticas monetarias no convencionales lograron reducir los diferenciales de crédito EEUU, aunque pronto perdieron su efectividad por la contradicción con sus políticas de tipo convencional.

Otros autores sí observan una mayor importancia de una de estas dos variables frente a la otra. Brunnermeier (2009) enfatiza el papel de la escasez de liquidez como uno de los factores clave que agravaron la crisis en 2007-08, aunque no lo desvincula del riesgo de contrapartida. Para este autor, la preocupación sobre el acceso futuro a los mercados de capitales, junto con el miedo a que el elevado riesgo de contrapartida iniciara una espiral de cancelación de posiciones, estuvieron detrás de la acumulación de capital de los bancos estadounidenses en ese periodo. Pedersen (2009) enfatiza la importancia del riesgo de liquidez y la necesidad de incorporarlo a los modelos de precios, mientras en sentido contrario, Taylor y Williams (2009) verán en el riesgo de contrapartida el componente fundamental que explica el tensionamiento de los tipos interbancarios.

---

<sup>22</sup> Por arbitraje de paridad de interés cubierta se entenderá la obtención de una estructura de inversión mediante la toma de financiación en mercado repo y la cobertura de tipo de interés mediante la compra de OIS; y su posterior préstamo también en repo y en otra divisa diferente junto con la venta de OIS en esa segunda divisa.

El estudio de Drehmann y Nikolaou (2010) relaciona la liquidez de fondos específicos con la liquidez de mercado. Estos autores señalan como en un mercado con fuertes fricciones de liquidez, los bancos podrían optar por incrementar la venta de sus activos, hecho que provocaría una caída del precio de los mismos. Esto empujaría al sistema bancario a la aplicación de mayores márgenes a la hora de prestar sus fondos, restringiendo así la liquidez de fondos en el sistema. Pedersen (2009), Brunnermeier (2009) y Brunnermeier y Pedersen (2009) también remarcan la importancia de la liquidez en la generación de espirales negativas de precios cuando interactúan con la escasez de fondos en el mercado. La relación de no linealidad entre liquidez de mercado y liquidez de fondos es analizada empíricamente por Valente (2010), que solo encuentra correlación positiva de ambas variables ante grandes movimientos en la liquidez de mercado.

### **1.3.2. Aproximación al diferencial repo-OIS como retorno de la inversión**

La presente Tesis Doctoral acerca un análisis novedoso del diferencial repo-OIS a través de la presentación de una estrategia inversora en la que el resultado monetario resultante será igual diferencial de estudio. En capítulos posteriores se analizarán los factores que han guiado el diferencial repo-OIS en uno u otro sentido, y aquellos que han apoyado su mantenimiento positivo o negativo de forma continuada a lo largo del tiempo<sup>23</sup>. La determinación de los factores que podrán influir en este diferencial será un importante punto de apoyo para la posterior generación de los modelos predictivos. Entre estos, destacan los factores de riesgo y liquidez, que han tratado de explicar tradicionalmente el no aprovechamiento de estas oportunidades de beneficio, incluyendo cada uno de ellos diferentes variables que determinarán la importancia de cada factor en el modelo.

La estrategia de inversión propuesta parte del posicionamiento de un agente inversor como tomador de financiación a un día y que a su vez acudirá como agente otorgador de financiación, con los fondos obtenidos, al el mercado repo a más largo plazo. La utilización de los fondos obtenidos a corto plazo, obligará al agente a renovar diariamente la obtención de financiación diaria hasta el vencimiento de la estructura. Esto lo conseguirá mediante una renovación del préstamo con la misma contrapartida, o a través de la obtención de fondos de un tercero con los que devolverá el préstamo recibido.

Asimismo, el agente arbitrajista tomará un posición compradora en el mercado de OIS por la que pagará un tipo fijo, tipo OIS, y recibirá el tipo variable a un día en el mercado europeo, Eonia. De este modo los flujos de pago derivados de la financiación a un día, y que en media pueden suponerse a tipo Eonia, quedarán compensados por los flujos de cobro diario del OIS. Una vez compensados los flujos variables, quedarán únicamente un flujo fijo de cobro, tipo repo a más largo plazo, y otro de pago, tipo fijo del OIS o tipo OIS.

---

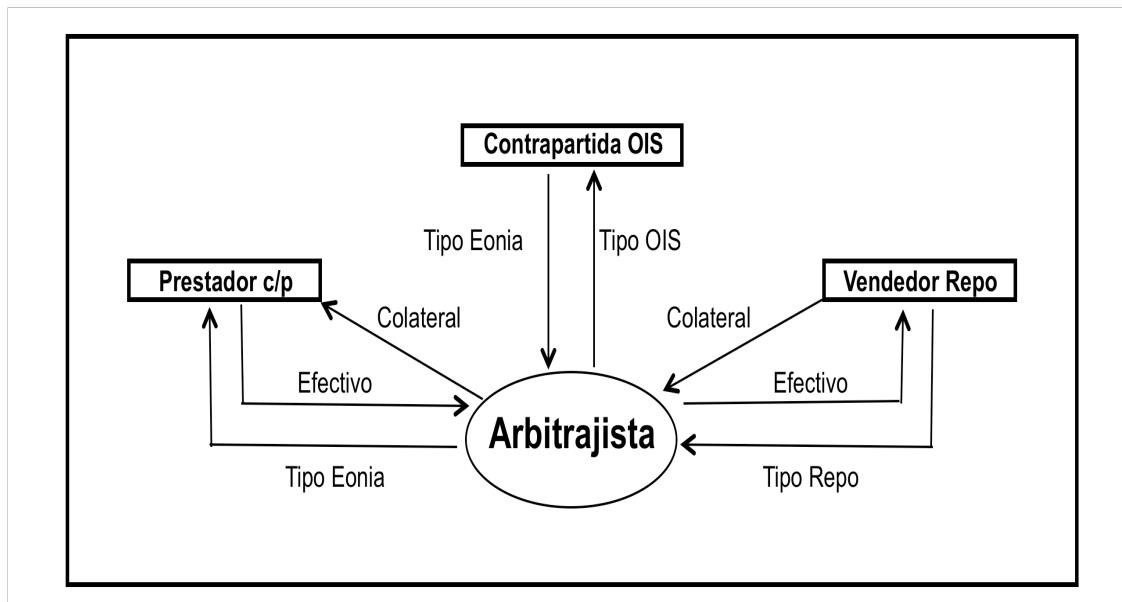
<sup>23</sup> Mancini Griffoli y Ranaldo (2011) ejecutan una metodología similar, explicando mediante una estrategia de arbitraje, el funcionamiento del mercado monetario y de divisas.

De este modo, el arbitrajista tomará financiación diaria a un tipo  $r_{t...T}^A$  que se compensará con los cobros derivados de su posición compradora en OIS. Esta posición le obligará de igual modo a realizar un pago de tipo fijo  $r_{t...T}^{OIS}$ , que determinará los resultados de la estrategia al confrontarse con el tipo  $r_{t...T}^B$  al que prestará los fondos. El resultado queda definido como sigue, donde [1] define la estructura de posiciones inicial, y [2] presenta los flujos finales donde el resultado es el diferencial repo-OIS. La operatoria completa de esta estructura de inversión puede observarse gráficamente en la Figura 1.3.2.a.

$$z_t = (1 + r_{t...T}^B) - (1 + r_{t...T}^A) + (1 + r_{t...T}^A) - (1 + r_{t...T}^{OIS}) \quad [1]$$

$$z_t = (1 + r_{t...T}^B) - (1 + r_{t...T}^{OIS}) \quad [2]$$

Figura 1.3.2.a: Arbitraje en el mercado monetario y de operaciones repo



El tipo de estrategia expuesto implica varios supuestos. Por un lado se asume que el agente arbitrajista será capaz de renovar su posición de toma de financiación diariamente, ya sea en el mercado de repo a un día o en el mercado interbancario de depósitos. Por otro lado, se asume que el tipo de interés que pagará por esos fondos obtenidos diariamente será, y para el caso del mercado europeo, igual a Eonia. Este segundo requisito no es en ningún modo restrictivo, ya que en la estructura presentada el agente acudirá al mercado de repo a un día a obtener financiación, siendo este tipo tradicionalmente más bajo que el tipo

Eonia<sup>24</sup>. De forma prudencial y previendo posibles tensionamientos en el tipo repo a un día, se asumirá la obtención de financiación a niveles del tipo Eonia.

La realización de esta estructura será posible sin la implicación de fondos propios por parte del arbitrajista, ya que los fondos necesarios para tomar la posición prestadora serán obtenidos en el mercado a un día. Por ello, el agente deberá acudir diariamente a mercado a obtener financiación y poder así devolver los fondos obtenidos el día inmediatamente anterior. Igualmente no será necesaria la tenencia en cartera de activos para ser entregados como colateral, ya que estos se recibirán como garantía y durante un mayor periodo de tiempo mediante la posición compradora en repo a más largo plazo.

La utilización de estructuras de arbitraje para la explicación de las fuerzas que inciden en el mercado no es nuevo en la literatura económica y financiera. Mancini Griffoli y Ranaldo (2011), entre otros, utilizan esta metodología para explicar el funcionamiento de los mercados de divisas, mediante el arbitraje de la paridad de interés cubierta.

Se ha realizado tradicionalmente una distinción en la operatoria por arbitraje entre arbitraje sin garantía y arbitraje garantizado, utilizada por primera vez por Brunnermeier y Pedersen (2009) y más tarde por Mancini Griffoli y Ranaldo (2011). A diferencia de estos autores, el arbitraje analizado en esta aproximación metodológica considera únicamente préstamos garantizados, ajustándolo a la realidad de un mercado que cada vez exige mayores garantías para el préstamo de fondos. Se analiza por tanto un arbitraje asegurado que puede ser llevado a cabo, ya no solo por *hedge funds*, habituales ejecutores de estas posiciones garantizadas, sino también por mesas de tesorería de instituciones financieras. Estas se verán por su parte obligadas a dar y recibir colaterales en garantía por la reducida confianza existente entre los agentes. Los plazos de las operaciones se reducen asimismo acordes con esta coyuntura, por lo que el análisis de las estructuras de ganancias por arbitraje se centrará en productos garantizados a corto plazo, cubriendo el riesgo de interés de la posición tomadora mediante posiciones en OIS.

### **1.3.3. Determinación de las variables del modelo relativas a los condicionantes de riesgo y liquidez**

Se explorarán en el presente capítulo, entre los factores relativos al riesgo y la liquidez, las posibles causas específicas que podrían afectar a la evolución del diferencial de estudio repo-OIS. Se trata de aislar de este modo las dos posibles causas que pueden afectar a esta operatoria, y que definirán las variables de mercado intervenientes en los modelos. Se toma para ello apoyo, en la estructura de inversión definida en el capítulo anterior.

---

<sup>24</sup> Comparando datos de la Eurozona entre enero de 2007 y junio 2013, el repo a un día (repo *tom-next* FBE) se mantuvo el 71,3% de las ocasiones por debajo del tipo Eonia, mientras en un 25,3% de los casos fue superior. En un 3,4% de los datos coincidieron (Fuente: Thomson-Reuters).

En primer lugar, se define para los modelos de predicción el riesgo de contraparte, enfatizado por Taylor y Williams (2009) como causa principal de tensionamiento en los tipos interbancarios frente a los excesos en la demanda de liquidez. Heider et al. (2009) enfatizan el riesgo de crédito de contrapartida para explicar la caída de actividad del mercado interbancario europeo durante el periodo 2007-09, que alcanzó tanto al mercado de depósitos no garantizados, como al mercado de operaciones repo con colateral no libre de riesgo. Este riesgo se refiere específicamente a la posibilidad de que una contrapartida incumpla sus obligaciones de pago, refiriéndose esta posibilidad tanto al mercado repo como al de OIS. Se ha tratado de minimizar este riesgo asumiendo plazos reducidos de vencimiento para las operaciones, aunque no es posible eliminarlo completamente.

Este riesgo se ha visto contenido, desde el inicio de la crisis en 2007-08, por el incremento en la exigencia de garantías por parte de las contrapartidas, tanto en operaciones de derivados financieros como en operaciones repo<sup>25</sup>. En el caso de operaciones de repo, las garantías extraordinarias vienen habitualmente reflejadas en los contratos de *Global Master Repurchase Agreement (GMRA)* y *European Master Agreement (EMA)*. El contrato de GMRA consiste en un acuerdo legal entre las partes intervenientes en una operación repo, y fue publicado por ICMA por primera vez en 1992. Posteriormente ha experimentado sucesivas modificaciones tratando de incorporar los conocimientos adquiridos de la experiencia de acontecimientos económicos ocurridos. De este modo se actualizó en 1995 incorporando conclusiones de la crisis del banco Baring Brothers, y posteriormente en 2000 para hacer lo propio con la crisis rusa y asiática de 1998. La última modificación fue publicada en 2011 y trató de englobar otros contratos, como el *Global Markets Securities Lending Agreement (GMSLA)* y el *ISDA Master Agreement*.

En el caso de las operaciones repo, la firma de estas garantías adicionales permite a ambas partes de la operación reducir significativamente el riesgo de insolvencia de la contrapartida. Esta cobertura se conseguirá mediante la actualización periódica del valor de mercado de los títulos entregados como colateral, compensándose monetariamente los movimientos en la valoración de los activos. Es habitual asimismo, con el fin de incrementar las garantías, el uso de márgenes y *haircuts* al inicio de la operación, mediante los cuales el nominal de los títulos cedidos es desde el principio superior al efectivo prestado<sup>26</sup>. *Haircuts* y márgenes son utilizados para ajustar el riesgo de crédito y liquidez del activo entregado como garantía. Estos representarán la pérdida potencial de valor del activo derivada de la alta volatilidad del precio del activo, y del hipotético coste de liquidar el colateral ante un evento de crédito del emisor.

La firma de estos contratos consigue reducir el riesgo de contrapartida, pero no lo anula. Se podría dar el caso de que confluya un evento de crédito del agente vendedor de repo y del emisor del bono utilizado como colateral. Esta situación es factible teniendo en cuenta que el activo que actúa sobre colateral es, en un porcentaje elevado de los casos, activos de deuda soberana. De este modo, un hipotético evento de impago del país es más que probable que arrastrase a la misma situación a su sistema financiero. Es por esto, que a

---

<sup>25</sup> En el caso de operaciones con derivados financieros, estas garantías extraordinarias han venido incluidas en los contratos de *Credit Support Annex (CSA)*, o en su caso en el Anexo III del Contrato Marco de Operaciones Financieras (CMOF) para operaciones entre contrapartidas del mercado español.

<sup>26</sup> Por *haircut* debe entenderse a la diferencia entre el valor de mercado de un activo y el efectivo pagado por el comprador de repo al principio de la operación, y es expresado como el porcentaje de deducción sobre el valor del activo. Por margen inicial se entiende el valor de mercado del activo sobre el efectivo pagado por el comprador de repo.

pesar de la existencia de estos contratos, el factor riesgo juega un papel importante a la hora de restringir la operatoria de las entidades financieras de determinados países.

En el caso de la posición en OIS, el riesgo de crédito se referirá a la posibilidad de impago de la contraparte en el instrumento derivado. Los OIS son instrumentos derivados que no implican un intercambio de nominales, por lo que el posible impago afectaría únicamente a los flujos monetarios pendientes de cobro. Este riesgo se ha visto igualmente minorado por la expansión de los contratos de garantías sobre derivados financieros. Mediante estos contratos, un aumento (disminución) en la valoración del instrumento derivado implicará un cobro (pago) que compense esa variación en el valor. De este modo, una situación de impago de la contraparte en la posición de OIS, junto con una valoración positiva del producto para el arbitrajista, encontraría a este con una garantía monetaria depositada en su balance que le compensaría posibles impagos.

El riesgo de crédito de contrapartida es capturado para los modelos de estimación en la presente Tesis Doctoral mediante la variable *credit default swaps* (CDS) sobre instituciones financieras. La utilización de CDS financieros como variable representativa del riesgo de contraparte ha sido utilizada anteriormente por Mancini Griffoli y Ranaldo (2011) a través del índice CDS de instituciones financieras de Estados Unidos. Otros autores utilizan índices específicos de CDS de instituciones financieras. Ejemplos son Huang et al. (2009, 2012), que utilizan índices de CDS de entidades concretas para medir el riesgo sistémico, primero en EEUU, y luego en un conjunto de ocho países del área Asia-Pacífico. Yang y Zhou (2013) analizan CDS de instituciones financieras internacionales como indicativos del riesgo de crédito y sistémico de las mismas, mientras Eichengreen et al. (2012) explican mediante estos índices individuales el contagio de la crisis *subprime* al mercado financiero estadounidense, y posteriormente al resto del mundo.

En el presente estudio se utilizará para el análisis del diferencial repo-OIS de la Eurozona el índice CDS sobre instituciones financieras europeas publicado por Bloomberg. Para el caso español, y ante la no existencia de un índice cotizado sobre instituciones financieras nacionales, se procederá a la creación sintética del índice a partir de datos de CDS de entidades específicas. Se tratará de recoger de este modo el riesgo de crédito medio del sector bancario español. Aunque la utilización de CDS sobre deuda pública española fue valorada en un primer momento, la menor profundidad de las bases de datos consultadas, unida al hecho de que estos no se refieren específicamente a entidades financieras, hizo optar por la creación del índice.

Alexander y Kaeck (2008) analizan los índices iTraxx de CDS en Europa observando como estos se muestran altamente sensibles a la volatilidad de la renta variable en episodios de turbulencias crediticias. Bajo episodios de normalidad en los mercados, observan como estos índices dependen en mayor medida de los retornos de las acciones que de la volatilidad de las mismas. Adicionalmente señalan como los movimientos de tipos de interés no afectarán a los índices iTraxx CDS sobre instituciones financieras, lo que permite aislar de los movimientos de tipos de interés a esta variable representativa del riesgo de crédito de contrapartida. El índice Markit iTraxx Europe Senior Financial index es utilizado también por Blanco, Brennam y Marsh (2005), que analizan el mercado europeo de CDS mediante el análisis de series temporales y de correlaciones entre CDS específicos de entidades financieras.

El número de estudios relativos a los CDS creció enormemente a partir de la crisis de 2007. Markose et al. (2012) relacionan la fragilidad en el mercado de CDS, mediante el análisis de datos de 25 entidades financieras estadounidenses, con el riesgo sistémico de las mismas. El

riesgo sistémico también es analizado mediante esta variable por Trapp y Wewel (2013) para los mercados de EEUU y Europa, y por el BCE (2010).

Como se hizo notar en el Capítulo 1.1, las operaciones repo permiten diversificar el riesgo de crédito, asumiendo el riesgo del emisor y reduciendo el del prestario. En el caso del mercado español, una gran parte del colateral negociado está formado por deuda pública española, por lo que la medida del riesgo de estos activos sería definitiva igualmente del riesgo de crédito de estas operaciones. Por esto, para el caso de los modelos referidos a la economía española, se asumirá igualmente como variable representativa del riesgo de crédito a la prima de riesgo país, entendida esta como el diferencial entre la rentabilidad del bono español a diez años y la del bono alemán al mismo plazo. El riesgo de que se produzca un evento de impago soberano, en cuanto a que afectaría inevitablemente a su sistema financiero nacional por su elevada presencia como activo de garantía, debe ser tenido en cuenta como posible factor desincentivador en la toma de posiciones en los mercados financieros. Esta variable jugará un papel importante también en los modelos referidos a la Eurozona, siendo considerada como una buena medida de las tensiones derivadas de la crisis de deuda en Europa, y debiéndose observar como un indicador de riesgo sistémico.

Continuando con el análisis del riesgo de crédito de contrapartida, Taylor y Williams (2009) encuentran en este riesgo y en las expectativas de tipos futuros, aquellos factores que más han afectado al diferencial Libor-OIS para la economía de EEUU. Siguiendo sus pasos, se asumirá la toma de la variable Euribor-OIS como representativa de este riesgo, asumiendo en el mismo el tipo Euribor por tratar este estudio las economías de España y la Eurozona.

El segundo factor de riesgo analizado es el calificado como riesgo de *roll over*, que implicaría la no renovación de una posición de financiación por una de las partes de la estructura. Específicamente y referido a un posicionamiento de arbitraje, es referido al riesgo de que el agente que otorga la financiación a más corto plazo, decida cerrar esa posición dejando al arbitrajista con un riesgo de tipo de interés abierto. Acharya, Gale y Yorulmazer (2011) enfatizan este riesgo como la principal causa que provoca la no toma de posiciones en el mercado cuando el sentimiento de los agentes se torna negativo. En la presente Tesis Doctoral, el riesgo de *roll over* supone el hecho de que la contraparte no renueve su financiación diaria, lo que conllevaría el no cumplimiento de las expectativas de beneficios del agente arbitrajista. En tanto en cuanto la apelación al crédito del BCE sería una opción de financiación ante la ausencia de posiciones prestadoras en mercado, se recogerá este riesgo mediante la variable relativa a la apelación a la facilidad marginal de crédito del BCE.

Como variable definitoria de la percepción del riesgo e incertidumbre por parte del sector financiero se asumen los indicadores de volatilidad de ambas economías. Para el caso español, se toma la volatilidad histórica del índice Ibex35. Esta decisión nace de la inexistencia de un índice de volatilidad nacional cotizado y consultable mediante las principales agencias de información financiera. En este sentido cabe señalar que aunque se han elaborado para el caso español índices de volatilidad como VIBEX o VIBEX NEW<sup>27</sup>, desarrollados por González-Pérez y Novales (2007, 2011) la dificultad de acceso a datos cotizados de los mismos inclina a tomar como solución válida el cálculo de la volatilidad. Para el caso de la Eurozona, y dado que existen índices suficientemente extendidos y cotizados, se tomará el índice VSTOXX sobre volatilidad de opciones sobre acciones del índice Euro Stoxx 50.

---

<sup>27</sup> Este índice es desarrollado con la misma metodología que usa EUREX para el cálculo del VDAX NEW alemán y el VSMI suizo.

La utilización de ambos índices de volatilidad toma inspiración en los trabajos de Brunnermeier, Nagel y Pedersen (2009), que utilizan como indicativo de riesgo el índice VIX sobre opciones sobre acciones del índice de renta variable S&P 500. La importancia de la volatilidad en el arbitraje fue asimismo tratada por Shleifer y Vishny (1997), que señalaban como los escenarios de volatilidad extrema podrían exponer al arbitrajista a liquidar sus posiciones prematuramente por presiones de los proveedores de fondos. González-Pérez y Novales (2007) observan por su parte una correlación negativa entre los retornos del IBEX 35 y los valores de su índice de volatilidad español, considerándolo como una medida de la percepción del riesgo del mercado.

Respecto a la liquidez, se identifican tres posibles causas de las tensiones y restricciones que provocará su escasez en los mercados. Por un lado, y como primer foco de tensiones en la liquidez de fondos, se encontrarán las presiones para desinvertir o desapalancar posiciones que los agentes financieros soportarán. Estas presiones podrán inclinarles a no conceder la financiación necesaria para la realización de operaciones de arbitraje, restringiendo de este modo la liquidez en los mercados financieros.

Se asume el ímpetu por desapalancar posiciones de balance por parte de las entidades financieras, como un hecho originador de la escasez de liquidez en el sistema. La relación entre el proceso de desapalancamiento de inversiones, la variación en el tamaño de los balances y la liquidez de mercado en EEUU es tratado ampliamente por Adrian y Shin (2008, 2010). Siguiendo sus pasos, y para el caso de las entidades financieras españolas y de la Eurozona, se relaciona la reducción de posiciones financiadas con el agravamiento de la crisis financiera y las mayores restricciones de capital en el sistema. Adrian y Shin (2010) relacionan las variaciones de precios de los activos con los movimientos en las hojas de balance de los principales bancos en EEUU, encontrando como estos últimos provocarán movimientos en los mercados de financiación. La fuerte caída en la concesión de nuevos préstamos por parte de instituciones financieras con necesidades de capital es documentada también por Cornett et al. (2011).

Se asumirá por tanto un índice de apalancamiento para la economía española y otro para la economía de la Eurozona, que aproximarán la inclinación a reducir el peso de las posiciones financiadas por parte de los bancos de ambas economías. Estas variables sin embargo, no son cotizadas para ninguno de los dos mercados estudiados, por lo que tendrán que ser creadas de forma sintética, hecho que se analizará en capítulos posteriores de esta Tesis Doctoral.

La segunda causa relacionada con la restricción en la liquidez se encuentra en la propensión de los agentes financieros a retirar fondos del mercado para dirigirlos de forma prudencial a sus propias tensiones de capital. Cuando la liquidez en el mercado se reduce, los bancos afrontan estrecheces en la misma que pueden afectar a su nivel de calificación crediticia, por lo que podrían estar dispuestos a sacrificar beneficios a cambio de mejorar su situación de liquidez. Adicionalmente, en un entorno de falta de confianza, las entidades financieras podrían querer evitar acudir al mercado a solicitar fondos por miedo a incrementar su riesgo reputacional, lo que les puede inclinar a no conceder financiaciones y dirigir esos fondos a sus propias tensiones.

Tomando esta perspectiva, se define la posibilidad de que las contrapartidas bancarias, de forma prudencial, decidan dirigir sus fondos hacia sus propias necesidades de liquidez. Se toma para ello inspiración en el trabajo de Mancini Griffoli y Ranaldo (2011), que representan este hecho mediante la evolución en la cantidad de depósitos que los bancos estadounidenses mantienen en la Reserva Federal. Estos depósitos, tanto en el caso estadounidense como en el europeo, implican una búsqueda de seguridad a la vez que

suponen importantes costes de oportunidad, siendo representativos por tanto de la acumulación de liquidez por parte de las entidades financieras. Por ello la escasez de liquidez de fondos derivada de este hecho será explicada, para el caso español y el europeo, mediante la apelación a la facilidad marginal de depósito del BCE.

Una tercera fuente de restricciones de liquidez se encuentra en los fondos que deben comprometerse para recibir financiación en tiempos de crisis financieras. Este hecho esta referido a la existencia de contratos de garantía así como *haircuts* y márgenes requeridos a la contraparte. Debido a este incremento de garantías, y como señalan Gromb y Vayanos (2012), el agente receptor de financiación podría no poseer el capital necesario para otorgar esas garantías a la parte financiadora, lo que le podría mantener alejado de la toma de posiciones arbitrajistas en el mercado.

A la hora de tratar estas dificultades para la obtención de fondos con garantías, el presente trabajo toma apoyo en los estudios de Gorton y Metrick (2010), que relacionan el incremento en los niveles de *haircuts* con la escasez de liquidez, y Mancini Griffoli y Ranaldo (2011). Este último define las restricciones derivadas del aumento de garantías, mediante el diferencial entre tipos repo de diferente calidad crediticia en su colateral. Para ello confronta tipos GC Repo del mercado estadounidense con tipos MBS repo<sup>28</sup> de peor calidad crediticia. Estos autores asumen la idea de que en épocas de crisis, ante la escasez de capital y dificultad en la obtención del mismo, los agentes prestadores en repo pueden obtener mayores rentabilidades por sus fondos, siendo relativamente mayor el incremento en aquellos repo con colateral de peor calidad. De este modo, y aunque admiten la escasa existencia de guías en la literatura para definir esta situación, asumen la variación entre tipos de interés repo con diferente colateral, como definitoria de la escasez de liquidez de fondos en el mercado.

La no existencia en Europa de un mercado de repo con colateral tan amplio como en EEUU dificulta la generación de esta variable. Sin embargo, y tomando inspiración en estos autores, se asumirá como variable representativa de estas dificultades, el diferencial entre el tipo repo del Banco de España frente al tipo GC Repo FBE de máxima calidad. En cualquier caso y coincidiendo con la dificultad que expresan muchos autores sobre la diferenciación entre los factores de riesgo y liquidez, se admite igualmente que esta variable podría ser representativa de las tensiones en el riesgo de crédito de la deuda española, hecho que se tendrá en cuenta en las conclusiones de esta Tesis Doctoral.

Por otro lado, y como variable general representativa de la escasez de la liquidez existente en el mercado, se toma ejemplo de Mancini-Griffoli y Ranaldo (2011) que definen esta variable como el diferencial entre los tipos de oferta y demanda en el tipo OIS y en el mercado de divisas. Se asumirá por tanto como variable definitoria de las tensiones en la liquidez de mercado, el diferencial oferta-demanda<sup>29</sup> de los tipos OIS al plazo de vencimiento asumido. Ampliaciones en la orquilla entre tipos de oferta y demanda de estos activos, se considerarán por tanto representativas de los incrementos en las tensiones de liquidez en los mercados monetarios.

Finalmente, e igualmente en relación a los fondos existentes en el mercado, se tratará la variable representativa del saldo de las operaciones de mercado abierto vivas con el BCE. Como ya se anotó en el Capítulo 1.2, este tipo de operaciones incluyeron las dos grandes

---

<sup>28</sup> MBS repo (*Mortgage backed securities repo*) o repos sobre activos respaldados por hipotecas.

<sup>29</sup> Es habitual la notación de este diferencial mediante el acrónimo anglosajón BAS (bid-ask spread).

inyecciones de capital realizadas por el BCE mediante LTRO en diciembre de 2011 y marzo de 2012. Estas inyecciones de capital lograron rebajar la tensión sobre los tipos de interés de la deuda periférica europea, proveyendo de liquidez a los bancos de toda la Eurozona. Incrementos en los saldos vivos de estas operaciones podrían ser definitorios por tanto de la escasez de liquidez en el sistema. Sin embargo, la buena acogida y alta efectividad en reducir tensiones que demostraron las LTRO, inclina a definir esta variable como representativa de una menor percepción del riesgo sistémico por parte de los agentes. Como en otros casos, no se cree posible separar claramente los aspectos relativos al riesgo y la liquidez que se agrupan en esta variable, siendo considerada como representativa de las medidas de política monetaria del BCE, e indicativa del riesgo sistémico percibido por los agentes.

## **1.4. El diferencial repo-OIS en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13**

### **1.4.1. Análisis de la evolución del diferencial repo-OIS en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13**

La evolución del diferencial repo-OIS en la Eurozona y en España ha seguido, durante el periodo de análisis que se asume en la presente Tesis Doctoral, caminos muy diferenciados. Este hecho deriva de la diferente calidad crediticia de los activos utilizados como colateral en uno y otro mercado de operaciones repo, y de la percepción del riesgo de estos mercados por parte de los inversores.

Analizando este periodo de forma cronológica, podría situarse el inicio de la desconfianza global en el sistema financiero en julio de 2007, cuando el banco de inversión estadounidense Bearn Stearns anunciaaba la quiebra de dos de sus fondos de inversión en activos *subprime*, aunque ya desde meses antes existían indicadores que alertaban de problemas en el mercado inmobiliario estadounidense<sup>30</sup>. Unos meses después, en enero de 2008, y ya en Europa, el banco francés Société Générale reconocía pérdidas, que achacó a la mala praxis de un operador, de cerca de cuatro mil novecientos millones de euros, provocando un nuevo incremento en la desconfianza en todo el sector.

---

<sup>30</sup> En febrero de 2007, HSBC emitía el primer *profit warning* (ajuste de beneficios) de su historia, derivada de la adquisición en marzo de 2003 de Household (renombraba en 2004 como HSBC Finance Corporation), una empresa financiera de consumo especializada en clientes de irregular historial crediticio (HSBC Holdings plc., 2012).

Septiembre de 2008 fue quizás el año más convulso en los mercados financieros desde el inicio de la crisis en 2007. En EEUU, el 15 de septiembre de 2008, el banco de inversión Lehman Brothers se declaraba en quiebra y los mercados monetarios se paralizaban. Un día más tarde el Gobierno de Estados Unidos, a través de la Reserva Federal y el Departamento del Tesoro, intervenía la aseguradora AIG. El año terminaba en diciembre con la detención y confesión de fraude masivo del financiero Bernard Madoff a través de la empresa Madoff Investment Securities LLC, cifrado en cincuenta mil millones de dólares<sup>31</sup>, lo que apuntalaba la desconfianza ya de por sí establecida en los mercados financieros de todo el mundo.

Analizando el diferencial repo-OIS en la Eurozona, se observa como la coyuntura en EEUU no provocó en un primer momento el pánico en los mercados de operaciones repo en Europa. Este diferencial se mantuvo positivo desde julio hasta diciembre de 2008, retornando en febrero de 2009 nuevamente a valores positivos que mantendría hasta junio de ese año. Este hecho, unido a valores del diferencial muy próximos a cero, muestran la existencia de pocas distorsiones en este mercado repo de la Eurozona durante aquel año. De este modo puede afirmarse que no se produjo un efecto de huida hacia activos de máxima calidad, que hubiera empujado fuertemente al diferencial de estudio hacia valores negativos. La evolución del repo-OIS en la Eurozona durante el periodo de análisis que va de 2008 a 2013, puede observarse en la Figura 1.4.1.a.

Figura 1.4.1.a: Evolución del diferencial repo FBE - OIS en la Eurozona (2008-2013)



Fuente: Thomson-Reuters

El diferencial se situará en valores negativos a partir de esa fecha, aunque no sería hasta junio de 2011 cuando empiece a caer abruptamente hasta alcanzar niveles, en noviembre de 2011, inferiores al -0,30%. La crisis de deuda en Europa provocaba un efecto acumulación y de huida hacia la calidad de activos de reducido riesgo, incrementando la demanda de los

<sup>31</sup> Fuente: SEC. <http://investorsconundrum.com/wp-content/uploads/2008/12/madoff-sec-complaint.pdf>

mismos que se canalizaba mediante el mercado de operaciones repo, y provocaba una caída abrupta en sus tipos de interés y el diferencial de estudio.

Detrás de esta incertidumbre estaba la crisis de deuda en Europa. En mayo de 2011 la capacidad de pago de Grecia estaba en entredicho y otras economías como la española presentaban un diferencial frente al alemán que se situaba en 244 puntos básicos a final de aquel mes<sup>32</sup>. En junio las dudas sobre la resolución de la crisis griega mantenían la presión compradora sobre la deuda alemana manteniendo su tipo de interés a diez años en el entorno del 3%<sup>33</sup>, mientras los diferenciales de los países periféricos repuntaban por encima de los 300 puntos básicos durante julio, agosto y septiembre, y superaba ampliamente los 400 puntos básicos en noviembre de aquel año<sup>34</sup>. Este hecho provocó una fuerte caída en el tipo repo con colateral deuda soberana de países núcleo, reflejado en el tipo GC Repo de la Federación Bancaria Europea, y provocando una acusada caída en el diferencial de estudio.

Este proceso de huida hacia la calidad en el mercado repo y sus consecuencias, ya habían sido observados en la economía de EEUU tras la quiebra del banco de inversión Lehman Brothers. Como señalan Hördahl y King (2008), la quiebra de este banco provocó un fuerte incremento en la demanda de activos seguros del Tesoro de EEUU, hecho que coincidió con un efecto acumulación de dichos activos. La escasez de estos títulos en el mercado, provocó que agentes en posesión de los mismos y dispuestos a cederlos en repo, pudieran obtener fondos a tipos muy reducidos. Allen y Carletti (2008) enfatizan también la huída a la calidad que se produjo en el mercado estadounidense de bonos durante el periodo 2007-08, y que hizo aumentar la demanda de bonos del Tesoro americano para su utilización como colateral. En la Eurozona y a la luz de los datos, se dio un efecto similar de acumulación de deuda pública con elevada demanda de títulos a partir del segundo semestre de 2011, que trajo consigo la consiguiente caída en los tipos repo y que provocó que el diferencial tocara mínimos de la serie a final de ese año.

En diciembre de 2011, el BCE efectuaba una gran inyección de liquidez a tres años mediante LTRO, con lo que dotaba de liquidez al sistema bancario europeo y permitía, aún cuando la crisis de deuda periférica seguía presente, relajar la demanda de deuda núcleo y con ello, su caída de tipos<sup>35</sup>. Posteriormente, en marzo de 2012, el BCE repetía la inyección de liquidez mediante una segunda emisión de LTRO con vencimiento a tres años, lo que calmaba definitivamente las tensiones de los mercados<sup>36</sup>. Desde aquellos peores momentos de la crisis, el diferencial repo-OIS ha conseguido mantener una trayectoria ascendente acorde con una mejor percepción de la economía europea, aunque todavía con correcciones a la baja coincidentes con repuntes puntuales de la crisis de la deuda que se dieron todavía durante 2012.

En diciembre de 2013 se produjo un importante repunte en el diferencial repo-OIS en la Eurozona y cuyo origen este estudio sitúa en de las expectativas del sector financiero sobre

---

<sup>32</sup> Fuente: Datastream

<sup>33</sup> 3,005%, Junio de 2011. Fuente: Datastream

<sup>34</sup> 409,8 pb, Noviembre de 2011. Fuente: Datastream

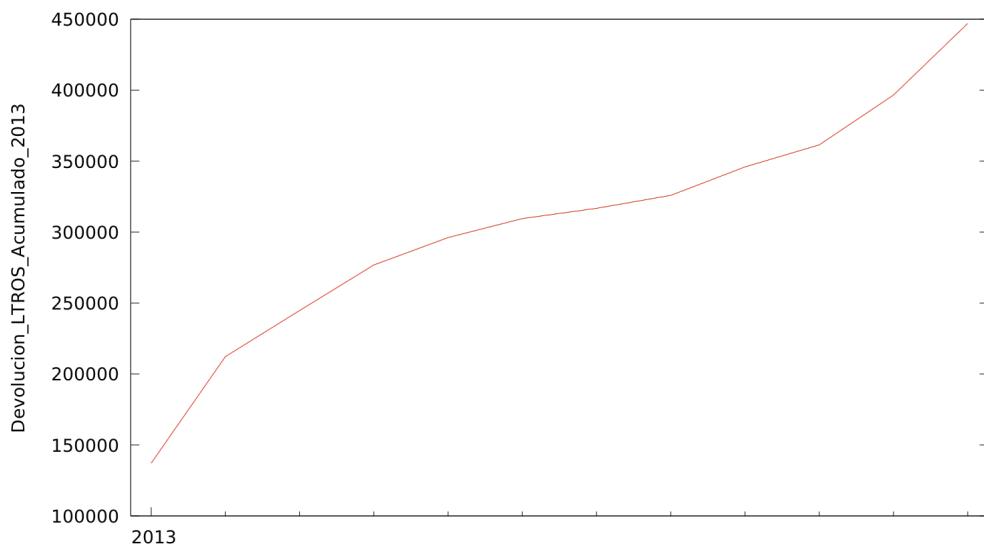
<sup>35</sup> La primera emisión de LTRO a 3 años tomó como fecha valor el 22 noviembre 2011, con vencimiento 29 de enero de 2015, y mediante ella el BCE logró inyectar en el sistema un total de 489.190,75 millones de euros (Fuente: BCE)

<sup>36</sup> La segunda emisión de LTRO a 3 años, tomó valor el 1 de marzo de 2012 con vencimiento 26 de febrero de 2015, colocando en el mercado un total de 529.530,81 millones de euros (Fuente: BCE)

las pruebas de solvencia que el BCE efectuará a lo largo de 2014. El conocimiento por parte de las instituciones financieras europeas de la próxima ejecución de un programa de AQR (*asset quality review*) por parte del BCE, y la anticipación de que diciembre de 2013 sería el punto de partida elegido para la recogida de datos en las entidades, ha constituido el principal foco de esta distorsión. Anticipando la penalización por parte del BCE del mantenimiento de un elevado porcentaje de deuda pública en los balances, pudo producirse un efecto de incremento en la venta de estos activos en el mercado repo, lo que hizo repuntar su tipo fuertemente sobre el tipo OIS.

Durante todo 2013 adicionalmente, se produjo un fuerte incremento en la devolución de financiación obtenida mediante LTRO en el BCE, y cuya incidencia se aceleró durante los últimos meses del año. Esta financiación había sido frecuentemente criticada en tanto en cuanto ha constituido la base del beneficio de muchas entidades que la utilizaron para la realización del arbitraje conocido como *carry*<sup>37</sup>. El incremento en la devolución puede encontrarse en un intento de las entidades financieras de presentar balances a final de año con escasa financiación del BCE, lo que pudo provocar tensiones de liquidez no esperadas, con el consecuente incremento en la demanda de fondos, y que elevaron el tipo repo sobre el OIS en diciembre de 2013. Este incremento en la devolución de fondos puede observarse gráficamente en la Figura 1.4.1.b, donde se muestra la tendencia positiva en la devolución acumulada de LTRO en la Eurozona durante 2013, con un importante tensionamiento a final del año. La Figura 1.4.1.c muestra la devolución de este tipo de fondos cada mes, dejando evidencia del fuerte incremento producido a final de 2013.

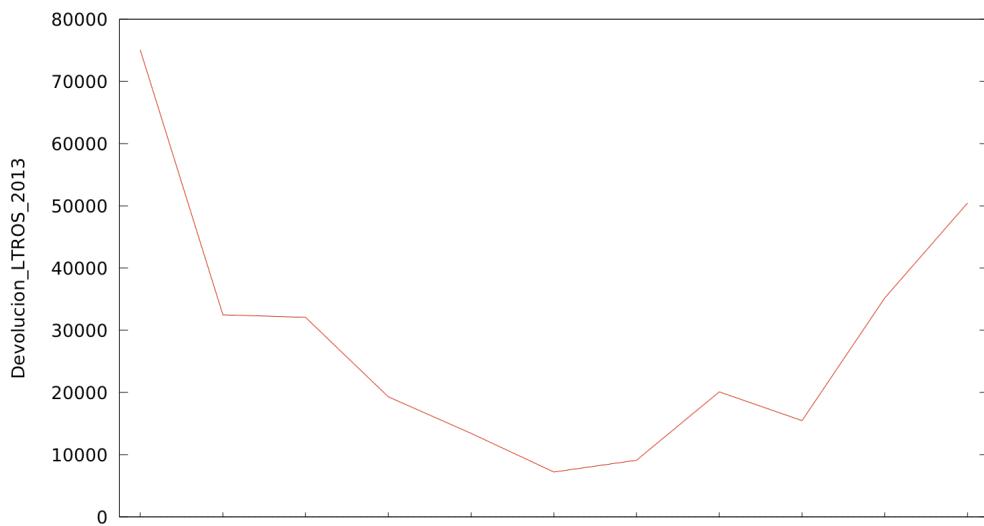
Figura 1.4.1.b: Evolución en la devolución de fondos obtenidos mediante LTRO (Importe acumulado 2013. Millones de euros)



Fuente: Thomson-Reuters y BCE

<sup>37</sup> La estrategia de *carry trade* consistiría, en este caso, en la toma de financiación al 1% en el BCE, para invertirla posteriormente en compra de deuda pública a tipos de interés muy superiores.

Figura 1.4.1.c: Evolución en la devolución mensual de fondos obtenidos mediante LTRO (Febrero-Diciembre 2013. Millones de euros)



Fuente: Thomson-Reuters y BCE

En España por su parte, la evolución del diferencial de tipos repo-OIS siguió un camino propio y diferenciado debido, principalmente, a la peor calidad crediticia del colateral utilizado, y a la percepción negativa proyectada por los mercados sobre la economía española. La deuda pública española, tradicional garantía en las operaciones repo del mercado nacional, fue uno de los activos fuertemente penalizados en Europa por los inversores durante la crisis de deuda, afectando al tipo repo y consecuentemente al diferencial repo-OIS español.

Analizando su evolución de forma cronológica, se observa como la crisis provocada por la quiebra de Lehman Brothers en septiembre de 2008, provocó en el mercado español de operaciones repo, y al contrario que en el de los países núcleo en Europa, una caída acusada que se reflejó en un descenso del repo-OIS en España. La creciente desconfianza en la calidad crediticia de las contrapartidas, junto con un efecto refugio por la percepción de seguridad de la deuda pública española dentro del mercado nacional, hizo que los tipos repo cayeran fuertemente en relación al tipo OIS, situando el diferencial en mínimos del periodo<sup>38</sup>. La evolución del repo-OIS en la economía española puede observarse de forma gráfica en la Figura 1.4.1.d.

Tras repuntar a valores positivos en marzo y abril de 2009<sup>39</sup>, este se mantuvo de forma constante en valores negativos hasta abril de 2010. Se produjeron a partir de entonces varios repuntes del diferencial de estudio, situados en junio y diciembre de 2010<sup>40</sup>, para finalmente marcar el máximo del periodo en noviembre de 2011<sup>41</sup>. Este dato es altamente

<sup>38</sup> Cierre de octubre de 2008: -0,256% (Fuente: BdE y Thomson Reuters)

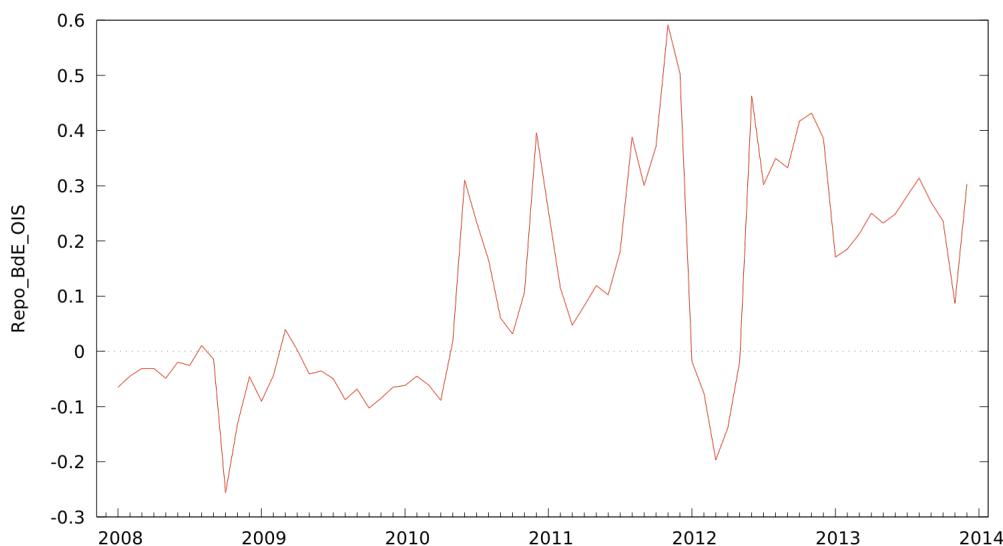
<sup>39</sup> Marzo 2009: 0,039%. Abril 2009: 0,003% (Fuente: BdE y Thomson Reuters)

<sup>40</sup> Junio 2010: 0,31%. Diciembre 2010: 0,396% (Fuente: BdE y Thomson Reuters)

<sup>41</sup> Cierre de noviembre 2011: 0,591% (Fuente: BdE y Thomson Reuters)

significativo ya que muestra la coincidencia entre el máximo histórico de la serie repo-OIS en España, con el mínimo histórico de la serie en la Eurozona. Esta situación indica como el empeoramiento de las tensiones en España y de la crisis de deuda en Europa, afectaron en un sentido contrario a los costes de financiación en ambas áreas económicas. De este modo, en la Eurozona, la huída hacia la calidad hacía reducirse al tipo repo muy por debajo del tipo OIS, mientras en España el tipo repo repuntaba por encima del OIS, marcando el diferencial máximos históricos.

Gráfico 1.4.1.d: Evolución del diferencial Repo BdE – OIS en España (2008-13)



Fuente: BdE y Thomson Reuters

Un análisis cronológico de este periodo, y centrado en primer lugar en la política monetaria del BCE, muestra como, en octubre de 2008, se producía la primera bajada del tipo de intervención en Europa desde junio de 2003<sup>42</sup>. A partir de ahí, el Banco Central Europeo repetiría estas rebajas hasta situarlo en el 1% en mayo de 2009, mínimo hasta entonces de la serie histórica. Este nivel se mantendría hasta abril de 2011, cuando se produjo una subida hasta el 1,25%, apoyada en un entorno económico favorable que parecía anticipar el final de la recesión<sup>43</sup>. Esta subida era confirmada posteriormente en julio, con un nuevo aumento hasta el 1,5%, aunque en esta ocasión la existencia de riesgos inflacionistas a nivel global se encontraba detrás del movimiento en el tipo de referencia<sup>44</sup>.

<sup>42</sup> El 5 de junio de 2003 el BCE anunciaba la rebaja de su tipo de referencia desde el 2,5% hasta el 2%, bajada que no se repetiría hasta el 14 de octubre de 2008 con el anuncio de rebaja desde el 4,25% hasta el 3,75% (Fuente: Thomson Reuters)

<sup>43</sup> El Fondo Monetario Internacional estimaba un crecimiento del PIB para la Eurozona en 2011 y 2012 del 1,6% y el 1,8% respectivamente. Sus estimaciones de crecimiento para España eran igualmente positivas, de un 0,8% para 2011 y un 1,6% para 2012 (FMI, 2011)

<sup>44</sup> En marzo de 2011 el conflicto militar en Libia hacia temer que las revueltas se extendieran a otros países del Norte de África y Oriente Medio, afectando al suministro mundial de gas y petróleo. Este hecho se

De ahí hasta noviembre de 2011, las crecientes dudas sobre la estabilidad de las balanzas fiscales de economías como la española, hacían repuntar su prima de riesgo por encima de los 400 puntos básicos a cierre de noviembre, y el tipo repo del BdE sobre el OIS hasta alcanzar máximos de la serie. El nuevo presidente del BCE, Mario Draghi, anunciaría tras la reunión del Consejo de Gobierno de noviembre, una bajada de un cuarto de punto en el tipo de intervención hasta el 1,25%, y hasta el 1% en la reunión de diciembre, justificadas estas rebajas en un empeoramiento de las condiciones macroeconómicas y en la moderación del precio de las materias primas.

Los repuntes en el diferencial repo-OIS en España se vieron frenados con las ya mencionadas LTRO del BCE en noviembre de 2011, y más tarde en marzo de 2012, y que llegarían a situar al diferencial de estudio en valores negativos. Tras esta inyección de liquidez, se sucedieron operaciones de *carry* dentro la banca española, aumentando la demanda de deuda nacional y rebajando los tipos de la deuda española con la consecuente relajación de la prima de riesgo<sup>45</sup>.

En mayo de 2012 se anunciaría la próxima apertura de una línea de crédito al sistema financiero español de hasta cien mil millones de euros y que no consiguió, por su falta de concreción, recuperar la confianza de los mercados en la economía española. Se publicaron asimismo las estimaciones de necesidades de capital de la banca realizadas por las consultoras independientes Oliver Wyman y Roland Berger. Estas estimaron unas necesidades de capital para la banca española, con el objeto de mantener un 6% de *core Tier 1 capital*, de entre 52 y 61 mil millones de euros en el escenario más adverso presentado<sup>46</sup> (Oliver Wyman, 2012).

En julio el incremento de la aversión al riesgo impulsaba la demanda sobre los activos considerados seguros, como la deuda alemana y la estadounidense, mientras la prima de riesgo española alcanzaba los 635 puntos básicos con el tipo a diez años superando el 7,5%<sup>47</sup>. En cuanto a las políticas no convencionales, el BCE no compró deuda durante las sesiones en las que el castigo en los mercados a Italia y España llevaron a la rentabilidad del bono a diez años español a superar el 7%. En su Comité de julio, el BCE bajaba el tipo de intervención en un cuarto de punto, dejándolo en el 0,75%. Esta medida venía acompañada de una rebaja equivalente en los tipos de la facilidad de crédito, del 1,75% al 1,5%, y de la facilidad de depósito, situada en el 0,0%, medidas con las que se pretendía reactivar la economía en la Eurozona.

El BCE mantenía el tipo de intervención en su reunión de septiembre de 2012 en el 0,75%

---

reflejaba en el precio del petróleo, con precios de cierre superiores a 110\$ en caso del West Texas (2, 3 y 4 de mayo de 2011), y por encima de 125\$ en el caso del Brent (3 de mayo de 2011) (Fuente: Thomson Reuters)

<sup>45</sup> El 25 de noviembre de 2011, la Obligación del Estado española a 10 años cotizaba a 6,713% con la prima de riesgo en 473 puntos básicos; mientras once días más tarde, el 6 de diciembre, se reducía al 5,189%, y la prima bajaba hasta los 303 puntos básicos (Fuente: Datastream)

<sup>46</sup> Este escenario presentaba una caída acumulada del 6,5% en el PIB en tres años para la economía española: -4,1% (2012), 2,1% (2013), 0,3% (2014); mucho más restrictiva que la estimación del -1,8% acumulado presentado para otras economías: Alemania, Irlanda, Grecia, Francia, Italia, Portugal y Reino Unido. Asimismo estimaba una caída acumulada en esos tres años en el precio de la vivienda en España del 26,4%: -19,9% (2012), -4,5% (2013), -2% (2014); así como unas tasas de desempleo del 25% (2012), 26,8% (2013), 27,2% (2014) (Oliver Wyman, 2012)

<sup>47</sup> El 23 de julio de 2012 el interés de la deuda española a diez años alcanzaba una rentabilidad del 7,508%, mientras un día después se situaba en el 7,59%. Ambos días se registró una prima de riesgo frente al bono alemán de 635 puntos básicos (Fuente: Datastream)

y confirmaba su intención de intervenir en los mercados de deuda, a través del fondo de rescate para los países con problemas de financiación<sup>48</sup> (BCE, 2012). Se estableció que el fondo podría realizar compras en el mercado primario, focalizándose en vencimientos entre 1 y 3 años, y que se esterilizarán para evitar el riesgo de inflación. El BCE consideraba este tramo de vencimiento como el más relacionado con los tipos interbancarios de financiación a corto plazo, además de asumir que la intervención en esos plazos afectaría a los vencimientos a más largo plazo. Adicionalmente, el BCE no tendría preferencia sobre el resto de acreedores, y las compras estarían supeditadas a una petición previa y al cumplimiento de condiciones fiscales por parte del país ayudado. Además, se relajaron los requisitos de colateral elegible para las operaciones con el Eurosistema. Esta serie de medidas no convencionales trajeron una relativa estabilidad monetaria de la que se benefició tanto el nivel de riesgo país español, como el diferencial de estudio en el mercado nacional.

#### **1.4.2. Análisis de liquidez y tipo de colateral negociado en los mercados de operaciones repo en España y la Eurozona durante el periodo 2008-13**

Antes de proceder a realizar un análisis econométrico y de series temporales sobre el diferencial repo-OIS, se hace necesario un estudio previo de los mercados de negociación de estos productos. Principalmente, y debido a su importancia como fuente de financiación, este análisis se centrará en el mercado de operaciones repo, extrapolando los resultados en cuanto a plazos de vencimiento a la operatoria OIS. Se buscará por tanto, aquel tipo de operatoria doble, colateral y plazos de vencimiento, con mayores volúmenes de negociación en el mercado de operaciones doble, buscando determinar aquella operatoria más líquida, y por tanto más adecuada para su estudio. Se analizará aquella operatoria de operaciones dobles más negociadas, tanto en España como en el conjunto de Europa<sup>49</sup>.

Se analiza en primer lugar el mercado español mediante su mercado de deuda regido por el Banco de España, y en el que se negocian tanto operaciones simples, compras y ventas, como operaciones dobles, repo y simultaneas. El informe de ICMA (2013) ya señalaba como la operatoria de simultanea en España era mayoritaria frente a la operatoria en repo, hecho que será corroborado por el presente análisis. Los diferentes volúmenes de negociación para ambos tipos de operaciones se mostrarán diferenciando, además, por plazo de vencimiento y tipo de colateral. De este modo podrá ser definida aquella operatoria más líquida en el mercado de operaciones dobles en España, y de la que se

---

<sup>48</sup> MEDE (Mecanismo Europeo de Estabilidad), o ESM (*European Stability Mechanism*) en sus siglas en inglés

<sup>49</sup> Dado que el estudio sobre mercado repo continental parte de datos de ICMA, se utilizarán datos para el conjunto de Europa, en los que participarán, además de bancos de la Eurozona, bancos suizos y de Reino Unido

asumirán sus tipos de interés para los futuros modelos predictivos.

Respecto a la tipología de colateral, Hördhall y King (2008) señalaban en su estudio como en Europa no existía un abanico tan amplio de colateral como en EEUU, hecho que ayudó a que el mercado repo europeo no se viera tan afectado como el estadounidense al principio de la crisis. En el caso concreto de España, y tomando apoyo en los datos publicados por ICMA (2014, 2012, 2010), se observa una prevalencia del colateral de riesgo soberano sobre otros emisores. La encuesta ICMA sobre el mercado repo europeo pregunta a un panel de bancos en Europa sobre la composición y efectivo negociado en su operatoria repo no vencida. La Tabla 1.4.2.a muestra el porcentaje de operaciones repo con colateral español, respecto al resto de colaterales, negociado en Europa en el periodo 2008-13. Se puede observar como la operatoria doble con colateral de riesgo soberano, supera ampliamente al resto de emisores nacionales, apoyando la idea de una mayor liquidez en este segmento del colateral.

Tabla 1.4.2.a: Operatoria doble negociada en Europa con colateral español sobre el total negociado (tanto por ciento)

	Dic 2013	Dic 2012	Dic 2011	Dic 2010	Dic 2009	Dic 2008
España	5,2	4,9	6,7	5,1	4,2	4,9
Gobierno Central	4,6	4,2	5,3	3,9	3,2	3,6
Otros emisores nacionales	0,6	0,7	1,4	1,2	1,0	1,3

Fuente: ICMA

Una vez definido el colateral de riesgo soberano como el más negociada en este mercado, se desagrega el mismo entre Letras del Tesoro, Bonos y Obligaciones del Estado, y deuda segregada del Estado. Igualmente se diferenciará según el plazo de vencimiento de estas operaciones, mostrando plazos desde un día a más de doce meses. Se muestran a continuación los resultados desagregados de este análisis tanto para operaciones repo, Tabla 1.4.2.b, como para operaciones simultaneas, Tabla 1.4.2.c. En ambos casos se mostrarán los volúmenes negociados en el mercado español desde 2008 hasta 2013.

Respecto de los volúmenes de negociación, tanto de operaciones repo como simultaneas, se observa como son en general aquellos plazos con vencimientos más cortos los que presentan mayores volúmenes de negociación. En ambos casos se puede ver como, conforme los plazos de vencimiento se alargan, el volumen de negociación se ve reducido. Como excepción cabe señalar el caso de operaciones doble con colateral deuda segregada del Estado, en las que algunos vencimientos más lejanos presentarán mayor negociación que plazos más cortos, aunque muy alejados de las cifras de negociación de operaciones con vencimiento hasta tres meses. De cualquier modo, los volúmenes de negociación de operaciones doble con este colateral son en ambos casos claramente residuales, por lo que no se tendrán en cuenta para el estudio futuro de los tipos repo en el mercado español. En general, y salvo casos puntuales en el vencimiento a más de doce meses, se podrán definir aquellas operaciones con vencimiento a un día como las de mayor volumen de negociación, seguidas por las de vencimiento hasta un mes, 1-3 meses, 3-6 meses, 6-12 meses y más de 12 meses.

Tabla 1.4.2.b: Volumen negociado de operaciones repo con pacto de recompra, al contado y en el conjunto de mercado. Mercado español (millones de euros).

		1 día	Hasta 1 mes	1 a 3 meses	3 a 6 meses	6 a 12 meses	>12 meses
2013	Letras	526.944	25.247	752	67	61	13
	B y O	1.796.763	87.236	3.723	464	576	0
	Deuda seg.	368.415	11.110	46	12	16	60
2012	Letras	634.696	45.946	1.194	461	417	19
	B y O	1.796.173	123.419	2.280	487	147	0
	Deuda seg.	320.531	16.131	65	36	50	223
2011	Letras	1.109.877	100.581	2.218	476	620	43
	B y O	2.558.669	176.745	4.081	832	528	7
	Deuda seg.	240.966	11.116	71	24	22	149
2010	Letras	1.459.209	128.646	3.331	2.332	1.134	104
	B y O	3.728.173	228.746	7.864	1.940	602	0
	Deuda seg.	203.617	9.910	71	17	39	123
2009	Letras	1.938.564	157.095	7.676	3.631	540	0
	B y O	5.697.686	382.468	13.316	3.418	1.240	63
	Deuda seg.	424.973	14.255	74	17	39	288
2008	Letras	1.491.943	133.258	6.200	2.216	1.820	0
	B y O	7.444.969	492.913	26.976	11.241	1.116	66
	Deuda seg.	482.825	13.828	115	118	142	213

Fuente: Banco de España

Tabla 1.4.2.c: Volumen negociado de operaciones simultaneas con pacto de recompra, al contado y en el conjunto de mercado. Mercado español (millones de euros).

		1 día	Hasta 1 mes	1-3 meses	3-6 meses	6-12 meses	>12 meses
2013	Letras	1.218.606	82.712	6.091	1	0	0
	B y O	4.509.846	818.114	128.785	9.997	123	7
	Deuda seg.	320	694	45	0	0	4
2012	Letras	1.285.656	138.672	5.088	5.288	1.819	0
	B y O	4.218.743	729.470	94.008	5.916	225	51
	Deuda seg.	418	1.486	1.183	68	32	337
2011	Letras	1.385.024	154.686	17.431	2.263	7.636	3.982
	B y O	6.217.405	843.509	199.119	18.485	5.897	2.392
	Deuda seg.	3.798	3.838	3.668	14	6	290
2010	Letras	1.147.826	138.977	2.143	1.880	861	1
	B y O	5.654.693	885.793	70.140	13.452	4.489	0
	Deuda seg.	278	297	657	472	0	34
2009	Letras	677.290	97.669	2.904	2.298	463	0
	B y O	5.636.474	740.135	54.073	15.212	6.025	102
	Deuda seg.	5	764	924	318	478	0
2008	Letras	417.714	50.318	2.129	1.239	77	0
	B y O	6.006.329	738.021	81.285	20.154	8.342	16
	Deuda seg.	7.619	5.721	1.525	194	226	0

Fuente: Banco de España

Analizando los volúmenes negociados por colateral, se encuentra que, salvo algunos casos en los plazos más largos, será aquella operatoria que tome como colateral Bonos y Obligaciones del Estado la más negociada. De este modo, y centrando el análisis en los plazos de vencimiento más cortos y con este tipo de colateral, se corroboran las afirmaciones del informe de ICMA (2013), observándose como la operatoria en simultánea supera ampliamente a la de repo en el mercado español. Puede concluirse por tanto aquella tipología de operatoria doble más líquida en el mercado español, que será la formada por la combinación de operación simultánea, a corto plazo, y con colateral Bonos y Obligaciones del Estado. Esta definición será clave a la hora de determinar los tipos de interés que se utilizarán para la determinación del diferencial repo-OIS en los modelos predictivos de la economía española<sup>50</sup>.

Respecto a Europa, y aunque el tipo repo utilizado en el estudio, GC repo, lo constituye un tipo teórico contribuido, se hace necesaria igualmente la determinación de la operatoria más líquida en este mercado. De este modo, las conclusiones podrán apoyar o no la toma de esta operatoria con colateral de riesgo soberano de máxima calidad, así como de su plazo de vencimiento, para la realización del estudio.

Al igual que se diferenció para el mercado español, deberá distinguirse entre la tipología de operatoria doble más negociada en el mercado europeo. Tal y como señalaba el informe de ICMA (2013), mientras en España es más negociada la operatoria de simultánea, en otros países europeos este tipo de operatoria pierde importancia frente a la operatoria en repo. Con datos de ICMA (2014, 2012, 2010) se corrobora esta afirmación, mostrándose como, dentro del mercado europeo, y para el periodo de análisis, más del 84% de la operatoria corresponde a operaciones repo. Estos resultados pueden consultarse en la Tabla 1.4.2.d.

Tabla 1.4.2.d: Operatoria doble negociada en Europa por tipología (tanto por ciento)

	Dic 2013	Dic 2012	Dic 2011	Dic 2010	Dic 2009	Dic 2008
Repo	86,0	87,2	84,2	85,8	88,9	84,7
Simultaneas	14,0	12,8	15,7	14,2	11,1	15,3

Fuente: ICMA

Desagregando por tipología del colateral, se toma igualmente como base el estudio de Hördhall y King (2008), que asume que será el colateral de riesgo soberano el más negociado en este mercado de operaciones repo. Adicionalmente, se toman datos de las encuestas de ICMA (2014, 2012, 2010) sobre volumen de repo vivo de emisores en Alemania y Francia, como países representativos del repo de máxima calidad en la Eurozona. Este encuesta pregunta a una serie de bancos europeos sobre la composición y efectivo intercambiado de sus operaciones repo negociadas y no vencidas. La Tabla 1.4.2.e muestra el porcentaje de repo con colateral de origen francés y alemán negociado en Europa los últimos años, diferenciando entre emisor soberano y otros emisores. Al igual

<sup>50</sup> Por ser un criterio extendido tanto en la literatura económica como en los mercados financieros, se utilizará indistintamente en esta investigación la calificación de tipo repo y operación repo, para esta tipología de operaciones dobles negociadas en España.

que en el caso español, puede concluirse que la prevalencia del riesgo soberano frente a otros emisores, hacen del primero el colateral más líquido en estos países.

Tabla 1.4.2.e: Operatoria doble negociada en Europa con colateral alemán y francés (tanto por ciento)

	Dic 2013	Dic 2012	Dic 2011	Dic 2010	Dic 2009	Dic 2008
Alemania	21,9	22,0	20,8	24,3	26,5	29,6
Gobierno Central	17,3	16,7	15,4	18,7	20,9	23,8
Otros emisores nacionales	4,6	5,3	5,4	5,6	5,6	5,8
Francia	11,4	11,1	9,7	9,4	8,7	10,1
Gobierno Central	10,0	9,6	8,1	7,3	6,5	8,4
Otros emisores nacionales	1,4	1,5	1,6	2,1	2,2	1,7

Fuente: ICMA

Se analiza igualmente la importancia del origen nacional del colateral negociado dentro del mercado europeo, mostrándose aquellos activos emitidos en la Eurozona como los más negociados. Estas operaciones superan en todos los casos el 55% de la operatoria total, seguidas de lejos por las operaciones con colateral emitido en Reino Unido. La Tabla 1.4.2.f muestra estos resultados, diferenciando por país de origen de los activos que actúan de colateral.

Tabla 1.4.2.f: Operatoria doble negociada en Europa por emisor del colateral (tanto por ciento)

	Dic 2013	Dic 2012	Dic 2011	Dic 2010	Dic 2009	Dic 2008
Total Eurozona	58,0	56,7	56,1	58,0	61,3	68,2
Alemania	21,9	22,0	20,9	24,3	26,4	29,6
Italia	9,2	8,7	7,0	10,3	10,9	12,2
Francia	11,5	11	9,8	9,4	8,7	10,1
Bélgica	3,0	3,4	4,1	2,3	1,7	2,7
España	5,2	4,9	6,7	5,2	4,2	4,9
Otros Eurozona	7,2	6,7	7,6	6,5	9,4	8,7
Reino Unido	11,4	14,2	12,5	11,6	12,4	12,9
Dinamarca y Suecia	2,8	2,4	2,3	2,3	2,2	1,3
Instituc. Fin. Internacionales	2,7	0,2	---	---	---	---
EEUU	2,8	2,6	3,1	3,1	3,1	2,9
Países de acceso UE	0,4	0,3	0,5	0,5	0,4	0,3
Japón	4,6	3,2	5,2	2,5	2,1	2,9
Otros OCDE	10,3	12,7	10,4	13,7	10,5	7,3
Otra renta fija	6,6	7,2	9,9	7,6	7,6	3,3
Renta variable	0,3	0,5	0,0	0,7	0,5	1,1

Fuente: ICMA

Del mismo modo, la importancia del euro como divisa de negociación en este mercado frente a otras divisas, es altamente significativa. La Tabla 1.4.2.g muestra como es el euro la divisa más negociada en el mercado europeo, seguido del dólar estadounidense, la libra esterlina y el yen japonés.

Tabla 1.4.2.g: Operatoria doble negociada en Europa por divisa (tanto por ciento)

	Dic 2013	Dic 2012	Dic 2011	Dic 2010	Dic 2009	Dic 2008
EUR	66,3	61,4	59,8	62,7	65,6	70,6
GBP	10,2	13,3	11,5	10,5	12,3	13,0
USD	14,8	17,3	17,1	20,1	15,9	9,6
DKK, SEK	2,5	2,1	2,0	2,0	2,4	2,4
JPY	4,9	4,5	7,0	3,6	2,7	3,1
CHF	0,1	0,1	1,5	0,2	0,5	0,6
Otros	1,3	1,3	1,0	1,0	0,5	0,8
Cross currency repo <sup>1</sup>	0,9	2,1	3,0	5,6	2,6	0,6

<sup>1</sup> Repo con cruce de divisas

Fuente: ICMA

Una vez determinado el tipo de colateral más negociado en Europa, activos con riesgo soberano de la Eurozona, y su divisa de cotización, euros, se procede a realizar un estudio sobre los vencimientos de la operatoria doble negociada por los bancos europeos. Vuelve a tomarse apoyo en las encuestas de ICMA (2014, 2012, 2010), y se desagrega esta operatoria en los distintos vencimientos. Los resultados están expuestos en la Tabla 1.4.2.h, donde se observa como son aquellos vencimientos de entre una semana y un mes, los más negociados en Europa.

1.4.2.h: Operatoria doble negociada en Europa por plazo de vencimiento (tanto por ciento)

	Dic 2013	Dic 2012	Dic 2011	Dic 2010	Dic 2009	Dic 2008
1 día	19,9	17,0	15,8	20,9	22,1	18,3
2 días - 1 semana	15,8	16,3	16,3	18,9	18,2	17,2
1 semana - 1 mes	22,0	17,2	16,0	22,7	22,6	19,9
>1mes - 3 meses	16,6	16,0	16,5	15,2	15,1	18,9
>3 meses - 6 meses	4,6	4,1	4,3	5,4	4,9	7,6
>6 meses - 12 meses	3,1	2,9	2,9	3,6	4,6	5,6
>12meses	3,1	5,9	12,7	1,0	1,1	1,8
Forward start repo <sup>1</sup>	8,8	7,8	9,6	6,7	6,3	4,5
Open repo <sup>2</sup>	6,2	12,7	5,8	5,7	5,1	6,1

<sup>1</sup> Repo con fecha de inicio a futuro

<sup>2</sup> Repo sin vencimiento

Fuente: ICMA

A la vista de los resultados, puede concluirse la operatoria repo más negociada en Europa durante el periodo de análisis 2008-13. En primer lugar se ha determinado como, entre los bancos europeos, son las operaciones repo frente a las simultaneas, las más negociadas.

Respecto al colateral utilizado, serán aquellos de riesgo soberano y dentro de la Eurozona los más utilizados como garantías en este mercado. Dentro del análisis del peso de cada país, destaca dentro de la Eurozona, la elevada negociación de colateral de máxima calidad de Francia y Alemania.

Una vez determinado el colateral más negociado, se ha procedido a analizar los plazos de vencimiento más líquidos en este mercado. Se concluye, a la vista de los resultados, como serán los plazos de entre una semana y un mes, aquellos más negociados en Europa. Ampliando el análisis a otros plazos se observa como, en conjunto, son los plazos de vencimiento más corto los más negociados. De este modo, las operaciones con plazos de vencimiento hasta un mes superan, salvo en 2011, el 50% del repo vivo negociado<sup>51</sup>.

Puede concluirse por tanto, que los tipos GC repo de la Eurozona utilizados en la presente investigación cumplen con los criterios de liquidez del mercado europeo de operaciones dobles. Estos tipos son emitidos sobre un colateral de máxima calidad y riesgo soberano en la Eurozona, y se han asumido para un plazo de vencimiento de un mes, que se ha demostrado ser altamente negociado.

---

<sup>51</sup> 57,7% (2013), 50,5% (2012), 48,1% (2011), 62,5% (2010), 62,9% (2009), 55,4% (2008)

## **Capítulo 2**

### **Metodología, origen de los datos y especificación econométrica de las variables a intervenir en los modelos predictivos**

El presente capítulo tratará, en primer lugar, la determinación de cada base de datos utilizada en la presente investigación, así como los criterios seguidos para su selección. Existirán determinadas variables que por no ofrecer datos cotizados en los mercados analizados, y dada su importancia contrastada en estudios relacionados, deberán ser creadas de forma sintética a partir de datos cotizados en estas economías.

El Capítulo 2.2 estará destinado a definir la especificación econométrica de las variables intervenientes en los modelos predictivos de capítulos posteriores. Además de definir los distintos contrastes que se utilizarán, se determinará el orden de integración de cada variable, paso previo a la elaboración de los modelos de estimación del diferencial repositorio OIS.

## **2.1. Obtención y determinación de las bases de datos del estudio**

### **2.1.1. Origen y criterios de selección de las bases de datos**

Se expone en el presente capítulo la metodología empleada para la obtención de las bases de datos tratadas a lo largo de la presente Tesis Doctoral. Asimismo se definirán las características fundamentales de dichas bases, concretándose en este punto los plazos de vencimiento más adecuados para aquellos tipos de interés cotizados y presentes en el trabajo.

Se aborda en primer lugar el tipo de operatoria doble con pacto de recompra al contado que presente mayores volúmenes de negociación, y por tanto sea la más indicada para su inclusión en el estudio. Para ello se analizaron en el Capítulo 1.4.2 los volúmenes negociados en los mercados de operaciones dobles, tanto europeo como español. Dentro del mercado repo español, se estudió la evolución en la negociación diferenciado entre operaciones repo y operaciones simultáneas, ambas al contado en el Mercado de Deuda Pública Anotada. Tal y como se observó en las Tablas 1.4.2.b y 1.4.2.c dentro de la tipología de operaciones dobles al contado fueron las operaciones simultáneas las que presentaron mayor liquidez, lo que condicionaría su selección como operatoria de referencia en detrimento de las operaciones repo. Dentro de la tipología de operaciones simultáneas al contado, y atendiendo al colateral negociado, se observó en la Tabla 1.4.2.c como fue aquella operatoria con colateral Bonos y Obligaciones del Estado la más negociada, frente a otros colaterales como Letras del Tesoro o Deuda Segregada.

Una vez definida aquella tipología de operación y colateral más negociado en el mercado español de operaciones dobles, se analizan sus plazos de vencimiento, revelándose los plazos más cortos como aquellos de mayor negociación. En este punto, y como se observó en la Tabla 1.4.2.c, fue el plazo de las operaciones simultáneas a un día el que presentó mayor volumen de negociación, seguido por aquellos plazos con vencimiento no superior a un mes. El plazo a un día no es sin embargo objeto de este estudio en cuanto en tanto no incorpora todos los elementos de riesgo que pueden incorporar los precios de vencimientos mayores, por lo que se decide acotar el plazo de la operatoria doble elegida a aquellos plazos de vencimiento igual o inferior a un mes.

En el caso de la Eurozona, se analizó el mercado europeo de operaciones repo mediante las encuestas que ICMA realizó al sector financiero en Europa. Aunque esta Tesis Doctoral asume un tipo repo teórico para la Eurozona, tipo GC repo, se creyó igualmente conveniente el análisis del mercado europeo para determinar aquel plazo y colateral más líquidos. Respecto al tipo de operatoria, se definió la operatoria de repo, frente a la de simultánea, como aquella más negociada en ese mercado. Igualmente se observó como, para dos de los principales emisores de la Eurozona, Francia y Alemania, el peso de los

activos con riesgo soberano utilizados como colateral superaban ampliamente al de otros emisores.

Finalmente se analizó los plazos de vencimiento de la operatoria doble en Europa, observando como aquellos vencimientos a más corto plazo presentaban los mayores volúmenes negociados. En concreto fueron los vencimientos entre una semana y un mes aquellos tradicionalmente más negociados, aunque en general, el peso de los vencimientos hasta tres meses fue altamente significativo. De este modo, se justificó la utilización del tipo GC repo a un mes en la presente investigación, al tratar esta operatoria un colateral soberano de máxima calidad en la Eurozona, y a un plazo altamente negociado en esta área económica.

La bibliografía relativa al análisis de diferenciales en el mercado monetario muestra para la selección de plazos de vencimiento, similares resultados a las conclusiones presentadas sobre el mercado español. Hördall y King (2008) centran su estudio sobre el mercado de operaciones repo en la Eurozona en aquellas operaciones con colateral de alta calidad crediticia con plazos de vencimiento inferior a un mes. Estos autores observan como, en la zona del euro, dos tercios de las operaciones repo negociadas presentan vencimiento no superior un mes, mientras que en Reino Unido el mismo porcentaje corresponden a operaciones con vencimiento a un día y únicamente un cinco por ciento corresponde a vencimientos superiores a un mes. Rai (2013) asume para su estudio relativo al diferencial repo-OIS en EEUU, un vencimiento de un mes tanto para las operaciones repo como para las operaciones OIS. El mismo autor analiza, como indicador del coste de la toma de fondos sin garantía, el diferencial Libor-OIS, asumiendo nuevamente para este cometido un vencimiento de un mes para ambos tipos de interés. Otros autores, entre los que se quiere destacar Mancini Griffoli y Ranaldo (2011), asumen en su estudio sobre el arbitraje de la paridad de interés cubierta el plazo de un mes posicionado en el mercado de divisa para la obtención de ganancias por arbitraje<sup>52</sup>.

Continuando con el análisis de mercado repo, en el caso español se han tomado datos medios procedentes del Boletín Estadístico de Banco de España, presentados en formato de media mensual. Los datos para el caso español provenientes de este boletín incluirán operaciones realizadas entre titulares de cuenta propia además de operaciones realizadas entre entidades gestoras y clientes. En este punto es interesante destacar la existencia de otro boletín del Banco de España, el Boletín de Deuda Pública del Mercado de Dinero, que incluye exclusivamente operaciones entre titulares de cuenta propia en la Institución y que adicionalmente, y al contrario del Boletín Estadístico, no incluye operaciones declaradas con posterioridad a la fecha de contratación<sup>53</sup>.

Seguidamente se procede a determinar la frecuencia de los datos que se asumirán para todas las variables del estudio. Aunque la utilización y el acceso a datos diarios es posible, existen factores que hacen no recomendable su utilización por el mayor ruido que incorporan esta tipología de datos. Adicionalmente existen datos como los tipos repo del mercado español que se presentan en formato mensual desde Banco de España, por lo que la utilización de datos mensuales se considera apropiada para el resto de variables del estudio. La selección de datos mensuales se completa con la elección de tipos medios o *mid*,

---

<sup>52</sup> Estos autores toman como plazo de vencimiento de las operaciones repo de su estudio el de una semana, aunque asumen un horizonte de inversión de un mes para su estructura.

<sup>53</sup> Fuente: Servicio de Información del Banco de España.

que suavizará las series evitando la utilización de tipos de oferta y demanda que podrían desvirtuar la observación por determinados tensionamientos puntuales.

En el caso de los datos de tipo repo del mercado español, estos consistirán en datos mensuales calculados como una media de todas las operaciones del mes. Por coherencia y al tratar el estudio el diferencial repo-OIS, los tipos OIS en estos modelos serán calculados también como una media de datos diarios. El resto de variables del modelo, incluido los datos de tipo repo y OIS para la Eurozona, serán datos mensuales de tipo *last* o último dato cotizado.

Respecto a la generación de excesivas perturbaciones por la toma de datos diarios, se tiene en cuenta la fuerte influencia que determinadas actuaciones política monetaria tienen sobre los mercados monetarios, y más en concreto sobre sus tipos de interés cotizados. Estos hechos provocan que ciertos datos diarios puntuales presenten fuertes oscilaciones respecto al resto de la serie, siendo un claro ejemplo de estas distorsiones los finales de periodo de reservas mínimas del BCE. Durante esos periodos, las entidades financieras deben cumplir en media con un saldo en su cuenta de tesorería, que deberá ser como mínimo igual a un porcentaje de sus pasivos computables. Por esta razón el último día de esos períodos de cálculo, entidades demandantes de financiación estarán dispuestas a pagar tipos más elevados que los que la serie histórica pudiera sugerir, con el objetivo de cumplir los requisitos del BCE. Los últimos días de esos períodos los tipos diarios los tipos diarios suelen sufrir distorsiones afectando a otros tipos del mercado monetario, aún cuando las condiciones generales del mercado sean similares a los días inmediatamente anterior y posterior. Como puede observarse en la Tabla 2.1.1.a, estos períodos de tiempo no coinciden con los finales de mes, por lo que la utilización de los últimos datos mensuales evita eficazmente esta distorsión<sup>54</sup>.

Tabla 2.1.1.a: Periodos de reservas mínimas del BCE (2008-2012)

2008	2009	2010	2011	2012
12/12/07 - 15/01/08	10/12/08 - 20/01/09	08/12/09 - 19/01/10	08/12/10 - 18/01/11	14/12/11 - 17/01/12
16/01/08 - 12/02/08	21/01/09 - 10/02/09	20/01/10 - 09/02/10	19/01/11 - 08/02/11	18/01/12 - 14/02/12
13/02/08 - 11/03/08	11/02/09 - 10/03/09	10/02/10 - 09/03/10	09/02/11 - 08/03/11	15/02/12 - 13/03/012
12/03/08 - 15/04/08	11/03/09 - 07/04/09	10/03/10 - 13/04/10	09/03/11 - 12/04/11	14/03/12 - 10/04/12
16/04/08 - 13/05/08	08/04/09 - 12/05/09	14/04/10 - 11/05/10	13/04/11 - 10/05/11	11/04/12 - 08/05/12
14/05/08 - 10/06/08	13/05/09 - 09/06/09	12/05/10 - 15/06/10	11/05/11 - 14/06/11	09/05/12 - 12/06/12
11/06/08 - 08/07/08	10/06/09 - 07/07/09	16/06/10 - 13/07/10	15/06/11 - 12/07/11	13/06/12 - 10/07/12
09/07/08 - 12/08/08	08/07/09 - 11/08/09	14/07/10 - 10/08/10	13/07/11 - 09/08/11	11/07/12 - 07/08/12
13/08/08 - 09/09/08	12/08/09 - 08/09/09	11/08/10 - 07/09/10	10/08/11 - 13/09/11	08/08/12 - 11/09/12
10/09/08 - 07/10/08	09/09/09 - 13/10/09	08/09/10 - 12/10/10	14/09/11 - 11/10/11	12/09/12 - 09/10/12
08/10/08 - 11/11/08	14/10/09 - 10/11/09	13/10/10 - 09/11/10	12/10/11 - 08/11/11	10/10/12 - 13/11/12
12/11/08 - 09/12/08	11/11/09 - 07/12/09	10/11/10 - 07/12/10	09/11/11 - 13/12/11	14/11/12 - 11/12/12

<sup>54</sup> Los períodos de mantenimiento iniciarán, a menos que el Consejo de Gobierno del BCE decida modificar el calendario, con fecha igual a la primera liquidación de las operaciones principales de financiación inmediatamente posterior Consejo del Gobierno. Fuente: Official Journal of the European Union. Regulation 1745/2003 (ECB/2003/9)

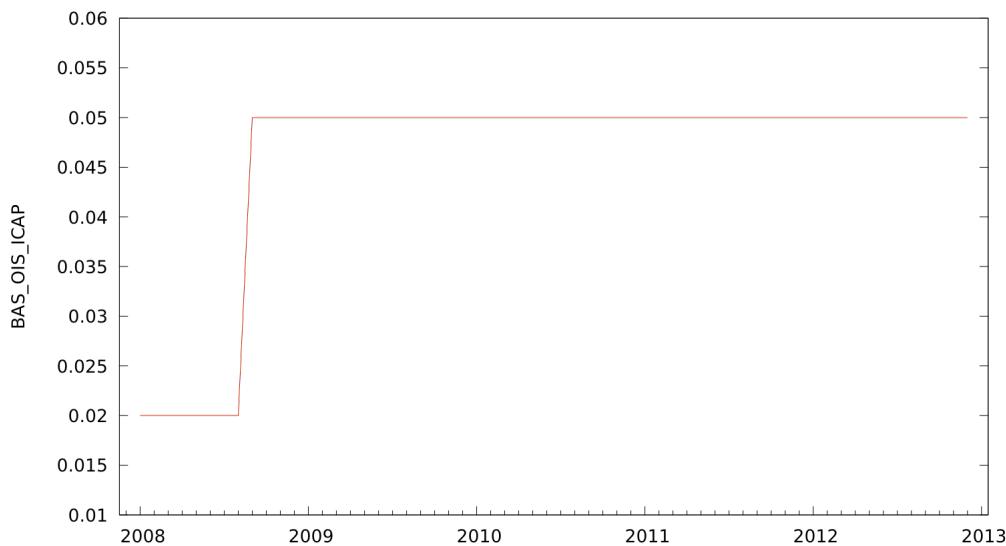
Fuente: BCE

En lo referente a las fuentes a las que se ha acudido para la obtención de las distintas bases de datos utilizadas, destacan las siguientes:

- i) Thomson Reuters
- ii) Bloomberg
- iii) Banco de España
- iv) Datastream

Los datos de tipos de interés relativos a la operatoria repo en la Eurozona así como los tipos referidos a las operaciones OIS, tanto el tipo OIS como el diferencial OIS de oferta-demanda, fueron obtenidos de la aplicación de Thomson Reuters. En lo relativo a las operaciones OIS se opta por la selección de un contribuidor de calidad contrastada, TradeWeb, cuyos datos parecen mostrar un mayor grado de actualización frente a los datos aportados por otros contribuidores. Este sería el caso por ejemplo de los datos de diferencial de OIS contribuidos por ICAP, en los que tras realizar un análisis de sus diferenciales entre tipos de oferta y demanda se constató que prácticamente se habían mantenido inalterados durante los últimos años. La evolución del los datos proporcionados por este contribuidor puede observarse de forma gráfica mediante la Figura 2.1.1.a., siendo la constatación de la no actualización de los datos un resultado en si mismo.

Figura 2.1.1.a: Diferencial de tipos OIS oferta-demanda a un mes contribuido por ICAP



Fuente: Thomson Reuters

De Thomson Reuters son también obtenidos los datos referidos al tipo Euribor con plazo a un mes. Igualmente se obtendrán de esta aplicación todos aquellos datos relativos a la

política monetaria del Eurosistema como son la apelación a la facilidad marginal de crédito, la apelación a la facilidad marginal de depósito y las operaciones de mercado abierto del BCE.

De Bloomberg se han obtenido los datos relativos al índice de volatilidad VSTOXX de opciones sobre EuroStoxx 50. Para el caso español, se han tomado datos diarios del índice IBEX 35 que posteriormente fueron utilizados para el cálculo de su volatilidad histórica. También de Bloomberg se han tomado para el caso de la Eurozona los datos del índice CDS de instituciones financieras europeas publicados en esta plataforma. En el caso español, se han obtenido los CDS a cinco años de deuda senior de dos de los mayores bancos nacionales, elaborándose un índice a partir de la ponderación de sus CDS por sus activos totales<sup>55</sup>.

Respecto a los datos necesarios para la obtención de los ratios de apalancamiento para la economía española y de la Eurozona, se han obtenido todos ellos de Bloomberg. Se obtuvieron datos trimestrales de balance de un panel de bancos europeos y españoles, obteniéndose un índice de ratio de apalancamiento para los sectores financieros de estas dos áreas. La elaboración y origen de los datos de estos dos ratios, junto con el índice CDS de banca española, se exponen en el Capítulo 2.1.2 de esta Tesis Doctoral.

De Banco de España se han obtenido todos los datos relativos a los tipos de interés de operaciones simultáneas al contado con vencimiento a un mes utilizados para el caso español. Estos serán utilizados tanto en la variable de estudio, repo BdE – OIS, como en la variable exógena Repo BdE – Repo FBE. Finalmente, los datos relativos a la prima de riesgo son obtenidos, a partir de la diferencia entre los tipos de la deuda soberana alemana y española a diez años, de la plataforma Datastream.

## 2.1.2. Elaboración de variables sintéticas no cotizadas

Para la elaboración de la presente Tesis Doctoral sobre los condicionantes que afectan a la evolución del diferencial tipo repo – OIS, se ha requerido de la creación de tres índices sintéticos, dos para España y uno para la Eurozona.

En el caso de la economía española se ha hecho necesaria la elaboración tanto del índice CDS de instituciones financieras españolas, como del ratio de apalancamiento de la banca española. En el caso de la Eurozona, y dado que existe un índice publicado de CDS de instituciones financieras europeas, solo ha sido necesaria la elaboración del ratio de apalancamiento de banca de inversión europea.

### Índice CDS de instituciones financieras españolas

<sup>55</sup> La elección del periodo de cinco años tanto en el caso español como el europeo se apoya en el estudio de Mayordomo et al. (2013), que utiliza este vencimiento en su comparativa de los índices CDS y sus fuentes de información. Este autor observa como la combinación de este vencimiento con la toma de datos diarios en los CDS, refleja nueva información más rápidamente que CDS de otros vencimientos.

Se ha analizado, a partir de datos recogidos en Bloomberg, los CDS sobre deuda senior a cinco años de dos de las más importantes entidades financieras españolas<sup>56</sup>. Adicionalmente, y también a partir de datos de Bloomberg, se han obtenido datos trimestrales de sus balances de los que se han extraído sus activos totales. Este dato será necesario para realizar la ponderación de los CDS obtenidos en función del peso de cada entidad. Se obtiene de este modo un índice sintético de CDS del sistema financiero español a partir de los CDS ponderados de dos grandes entidades nacionales.

Toda la serie de datos utilizados para la elaboración de este índice puede consultarse en las siguientes tablas. La Tabla 2.1.2.a muestra por un lado la evolución en los activos de las dos entidades financieras de referencia, mientras la Tabla 2.1.2.b expone los CDS particulares de estas dos entidades. El índice resultante y representativo de los CDS de las instituciones financieras en España, puede consultarse en la Tabla 2.1.2.c

Tabla 2.1.2.a: Activos totales de Banco Santander y BBVA

Banco Santander				BBVA			
	Total Activos				Total Activos		
1T2006	814.738	4T2009	1.110.529	1T2006	392.656	4T2009	535.065
2T2006	818.096	1T2010	1.142.360	2T2006	390.235	1T2010	553.923
3T2006	798.540	2T2010	1.220.024	3T2006	403.184	2T2010	568.916
4T2006	833.873	3T2010	1.262.693	4T2006	411.916	3T2010	557.761
1T2007	844.240	4T2010	1.217.501	1T2007	446.847	4T2010	552.738
2T2007	885.603	1T2011	1.237.513	2T2007	466.443	1T2011	562.174
3T2007	911.078	2T2011	1.231.908	3T2007	492.674	2T2011	568.705
4T2007	912.915	3T2011	1.250.476	4T2007	501.726	3T2011	584.438
1T2008	877.034	4T2011	1.251.526	1T2008	482.913	4T2011	597.688
2T2008	987.586	1T2012	1.283.349	2T2008	504.990	1T2012	600.477
3T2008	1.020.869	2T2012	1.292.052	3T2008	528.796	2T2012	622.359
4T2008	1.049.632	3T2012	1.300.006	4T2008	542.650	3T2012	645.447
1T2009	1.115.365	4T2012	1.269.628	1T2009	543.350	4T2012	637.785
2T2009	1.159.519	1T2013	1.281.698	2T2009	542.635	1T2013	633.073
3T2009	1.095.642	2T2013	1.223.118	3T2009	537.304	2T2013	618.503

Fuente: Bloomberg

<sup>56</sup> BBVA y Banco Santander

Tabla 2.1.2.b: CDS de Banco Santander y BBVA

Banco Santander				BBVA			
	CDS				CDS		
enero-08	74,3	julio-10	140,6	enero-08	72,1	julio-10	164,7
febrero-08	105,0	agosto-10	179,5	febrero-08	101,5	agosto-10	219,0
marzo-08	93,7	septiembre-10	180,4	marzo-08	96,1	septiembre-10	218,5
abril-08	60,5	octubre-10	154,0	abril-08	59,7	octubre-10	178,6
mayo-08	51,7	noviembre-10	242,0	mayo-08	55,0	noviembre-10	257,1
junio-08	87,2	diciembre-10	248,1	junio-08	86,7	diciembre-10	265,1
julio-08	73,4	enero-11	239,1	julio-08	73,0	enero-11	246,0
agosto-08	93,0	febrero-11	225,9	agosto-08	92,3	febrero-11	243,3
septiembre-08	130,6	marzo-11	201,6	septiembre-08	127,4	marzo-11	214,0
octubre-08	86,2	abril-11	187,2	octubre-08	70,4	abril-11	202,3
noviembre-08	84,4	mayo-11	229,9	noviembre-08	85,1	mayo-11	242,0
diciembre-08	103,5	junio-11	229,5	diciembre-08	98,3	junio-11	240,6
enero-09	119,7	julio-11	261,5	enero-09	106,8	julio-11	275,9
febrero-09	145,3	agosto-11	276,3	febrero-09	145,0	agosto-11	286,9
marzo-09	142,9	septiembre-11	311,7	marzo-09	149,9	septiembre-11	322,1
abril-09	115,0	octubre-11	268,7	abril-09	117,2	octubre-11	275,1
mayo-09	96,1	noviembre-11	405,5	mayo-09	97,5	noviembre-11	419,7
junio-09	90,4	diciembre-11	353,0	junio-09	92,1	diciembre-11	358,4
julio-09	66,7	enero-12	263,4	julio-09	67,9	enero-12	268,0
agosto-09	69,6	febrero-12	262,5	agosto-09	73,7	febrero-12	272,0
septiembre-09	77,9	marzo-12	367,3	septiembre-09	79,1	marzo-12	381,3
octubre-09	88,4	abril-12	388,2	octubre-09	90,1	abril-12	414,0
noviembre-09	93,7	mayo-12	419,3	noviembre-09	95,8	mayo-12	463,6
diciembre-09	81,7	junio-12	425,2	diciembre-09	83,8	junio-12	445,3
enero-10	120,2	julio-12	406,5	enero-10	120,7	julio-12	426,9
febrero-10	121,7	agosto-12	383,1	febrero-10	121,9	agosto-12	408,6
marzo-10	107,1	septiembre-12	357,2	marzo-10	109,3	septiembre-12	376,9
abril-10	147,8	octubre-12	315,0	abril-10	159,3	octubre-12	330,4
mayo-10	183,6	noviembre-12	294,5	mayo-10	215,5	noviembre-12	306,3
junio-10	203,7	diciembre-12	271,6	junio-10	268,0	diciembre-12	284,1

Fuente: Bloomberg

Tabla 2.1.2.c: Índice sintético CDS de instituciones financieras españolas

Índice CDS instituciones financieras españolas			
31/01/08	73,53	30/07/10	147,97
29/02/08	103,76	31/08/10	191,59
31/03/08	94,58	30/09/10	192,10
30/04/08	60,24	29/10/10	161,71
30/05/08	52,79	30/11/10	246,69
30/06/08	86,99	31/12/10	253,42
31/07/08	73,26	31/01/11	241,27
29/08/08	92,77	28/02/11	231,32
30/09/08	129,49	31/03/11	205,47
31/10/08	80,78	29/04/11	192,00
28/11/08	84,67	31/05/11	233,72
31/12/08	101,75	30/06/11	233,02
30/01/09	115,46	29/07/11	266,06
27/02/09	145,22	31/08/11	279,67
31/03/09	145,22	30/09/11	315,02
30/04/09	115,71	31/10/11	270,80
29/05/09	96,55	30/11/11	410,10
30/06/09	90,92	30/12/11	354,77
31/07/09	67,08	31/01/12	264,88
31/08/09	70,95	29/02/12	265,54
30/09/09	78,29	30/03/12	371,73
30/10/09	88,99	30/04/12	396,62
30/11/09	94,36	31/05/12	433,70
31/12/09	82,39	29/06/12	431,75
29/01/10	120,35	31/07/12	413,25
26/02/10	121,77	31/08/12	391,57
31/03/10	107,83	28/09/12	363,70
30/04/10	151,47	31/10/12	320,18
31/05/10	193,72	30/11/12	298,43
30/06/10	224,14	31/12/12	275,75

Elaboración propia

### Índice del ratio de apalancamiento de la banca española

Para el caso español, y con el objeto de poder representar el grado de desinversión en esta economía, se hace necesaria la creación de un índice sintético representativo del grado de apalancamiento de la banca española.

Se toman nuevamente datos de balance a partir de Bloomberg de las dos entidades españolas de referencia. Los datos utilizados para la generación de este índice igualmente novedoso pueden consultarse en la Tabla 2.1.2.d y Tabla 2.1.2.e, mientras los resultados finales quedan reflejados para su consulta en la Tabla 2.1.2.f.

Debido a que los datos de balance son de tipo trimestral, se obtendrá en un primer lugar un índice con esta frecuencia, para posteriormente y mediante interpolación lineal, obtener

datos mensuales del índice buscado. En la primera de las tablas, Tabla 2.1.2.d, se muestran, con frecuencia trimestral los datos de activos totales y fondos propios de las dos entidades nacionales tomadas como representativas del sector. Para cada periodo de tiempo se agregarán por un lado los activos y por otro los fondos propios, para cada periodo temporal. Se obtendrá de este modo y mediante el cociente de activos totales entre recursos propios, el grado de apalancamiento trimestral representativo de la banca española. Este resultado puede consultarse en la Tabla 2.1.2.e. Finalmente, la Tabla 2.1.2.f muestra mediante la interpolación lineal de los resultados obtenidos, un índice de apalancamiento de la banca española con datos mensuales y que será utilizado en los modelos predictivos sobre la economía española expuestos en el Capítulo 3 de esta Tesis Doctoral.

Tabla 2.1.2.d: Fondos Propios y Activos Totales de Banco Santander y BBVA

	Banco Santander		BBVA	
	Total Equity	Total Activos	Total Equity	Total Activos
1T2006	43.429	814.738	17.417	392.656
2T2006	43.715	818.096	17.528	390.235
3T2006	46.234	798.540	19.271	403.184
4T2006	47.072	833.873	22.318	411.916
1T2007	46.505	844.240	22.345	446.847
2T2007	48.811	885.603	23.705	466.443
3T2007	48.325	911.078	27.594	492.674
4T2007	57.558	912.915	27.943	501.726
1T2008	53.980	877.034	26.596	482.913
2T2008	55.908	987.586	25.970	504.990
3T2008	56.436	1.020.869	27.336	528.796
4T2008	60.001	1.049.632	26.705	542.650
1T2009	61.864	1.115.365	28.367	543.350
2T2009	66.845	1.159.519	29.901	542.635
3T2009	69.586	1.095.642	30.707	537.304
4T2009	73.871	1.110.529	30.763	535.065
1T2010	75.632	1.142.360	31.824	553.923
2T2010	78.419	1.220.024	32.852	568.916
3T2010	76.259	1.262.693	32.909	557.761
4T2010	80.914	1.217.501	37.475	552.738
1T2011	79.753	1.237.513	37.881	562.174
2T2011	79.663	1.231.908	37.643	568.705
3T2011	78.289	1.250.476	39.868	584.438
4T2011	82.859	1.251.526	40.058	597.688
1T2012	84.155	1.283.349	41.361	600.477
2T2012	79.823	1.292.052	43.050	622.359
3T2012	82.388	1.300.006	43.750	645.447
4T2012	84.326	1.269.628	43.802	637.785
1T2013	84.542	1.281.698	46.573	633.073
2T2013	81.394	1.223.118	47.389	618.503
3T2013	81.639	1.192.181	47.355	607.177

Fuente: Bloomberg

Tabla 2.1.2.e: Cálculo del índice de ratio de apalancamiento agregado trimestral de la banca española

	RRPP Agregados	Activos Agregados	%APALANCIAMIENTO
1T2006	60.846	1.207.394	19,84
2T2006	61.243	1.208.331	19,73
3T2006	65.505	1.201.724	18,35
4T2006	69.391	1.245.789	17,95
1T2007	68.850	1.291.087	18,75
2T2007	72.516	1.352.046	18,64
3T2007	75.919	1.403.752	18,49
4T2007	85.501	1.414.641	16,55
1T2008	80.576	1.359.947	16,88
2T2008	81.878	1.492.576	18,23
3T2008	83.772	1.549.665	18,50
4T2008	86.706	1.592.282	18,36
1T2009	90.231	1.658.715	18,38
2T2009	96.746	1.702.154	17,59
3T2009	100.293	1.632.946	16,28
4T2009	104.634	1.645.594	15,73
1T2010	107.456	1.696.283	15,79
2T2010	111.271	1.788.940	16,08
3T2010	109.168	1.820.454	16,68
4T2010	118.389	1.770.239	14,95
1T2011	117.634	1.799.687	15,30
2T2011	117.306	1.800.613	15,35
3T2011	118.157	1.834.914	15,53
4T2011	122.917	1.849.214	15,04
1T2012	125.516	1.883.826	15,01
2T2012	122.873	1.914.411	15,58
3T2012	126.138	1.945.453	15,42
4T2012	128.128	1.907.413	14,89
1T2013	131.115	1.914.771	14,60
2T2013	128.783	1.841.621	14,30
3T2013	128.994	1.799.358	13,95

Fuente: Bloomberg. Elaboración propia.

Tabla 2.1.2.f: Índice del ratio de apalancamiento de la banca española

Índice de apalancamiento de la banca española			
31/01/08	16,66	30/07/10	16,28
29/02/08	16,77	31/08/10	16,48
31/03/08	16,88	30/09/10	16,68
30/04/08	17,33	29/10/10	16,10
30/05/08	17,78	30/11/10	15,53
30/06/08	18,23	31/12/10	14,95
31/07/08	18,32	31/01/11	15,07
29/08/08	18,41	28/02/11	15,18
30/09/08	18,50	31/03/11	15,30
31/10/08	18,45	29/04/11	15,32
28/11/08	18,41	31/05/11	15,33
31/12/08	18,36	30/06/11	15,35
30/01/09	18,37	29/07/11	15,41
27/02/09	18,38	31/08/11	15,47
31/03/09	18,38	30/09/11	15,53
30/04/09	18,12	31/10/11	15,37
29/05/09	17,86	30/11/11	15,21
30/06/09	17,59	30/12/11	15,04
31/07/09	17,16	31/01/12	15,03
31/08/09	16,72	29/02/12	15,02
30/09/09	16,28	30/03/12	15,01
30/10/09	16,10	30/04/12	15,20
30/11/09	15,91	31/05/12	15,39
31/12/09	15,73	29/06/12	15,58
29/01/10	15,75	31/07/12	15,53
26/02/10	15,77	31/08/12	15,48
31/03/10	15,79	28/09/12	15,42
30/04/10	15,88	31/10/12	15,24
31/05/10	15,98	30/11/12	15,07
30/06/10	16,08	31/12/12	14,89

Elaboración Propia

### Índice del ratio de apalancamiento de la banca de inversión europea

Tomando apoyo en los estudios de Adrian y Shin (2010) sobre el grado de apalancamiento de la banca en EEUU, y sus conclusiones relativas a la existencia de un mayor grado de desinversión en la banca de inversión que en la comercial<sup>57</sup>, se deciden replicar estos índices para bancos de inversión en Europa.

Al contrario que en EEUU, donde existen grandes de bancos definidos como de inversión puros, en Europa está denominación se diluye por las amplias redes comerciales que presenta prácticamente toda la banca europea. Dada esta elevada dificultad para la

<sup>57</sup> Estos autores concluyen que la banca comercial maneja ratios de apalancamiento dados por lo que es preferible el uso de la banca de inversión en estos estudios.

determinación clara de estas entidades, se toma apoyo en un informe de UBS (2013) sobre la banca de inversión en Europa, mediante el que se definen aquellas instituciones calificadas como de banca de inversión<sup>58</sup>.

Posteriormente se procedió a la toma de datos de balance de las seis entidades financieras tomadas como de referencia, consiguiéndose datos trimestrales tanto de fondos propios como de activos totales para cada una de ellas. Esta información puede consultarse en la Tabla 2.1.2.g, donde debido a la ausencia de datos trimestrales en determinados trimestres y entidades, se ha optado por interpolar linealmente esos datos<sup>59</sup>.

Posteriormente se ha procedido a realizar la agregación de datos, tanto de fondos propios como de activos por trimestre, para la obtención del índice agregado por trimestre de apalancamiento de banca de inversión europea, consultable en la Tabla 2.1.2.h.

Tabla 2.1.2.g: Fondos Propios y Activos Totales de los bancos de inversión en Europa

Deutsche Bank		BNP Paribas		Société Générale		UBS		Credit Suisse		Barclay's Bank	
Total Equity	Total Activos	Total Equity	Total Activos	Total Equity	Total Activos	Total Equity	Total Activos	Total Equity	Total Activos	Total Equity	Total Activos
1T 2007	36.854	1.747.031	54.824	1.440.343	33.229	1.039.575	57.762	2.572.945	59.650	1.359.687	25.539
2T 2007	37.004	1.938.185	57.038	1.663.603	33.025	1.122.308	57.398	2.539.741	60.341	1.415.174	28.721
3T 2007	37.542	1.879.012	58.216	1.679.029	32.150	1.097.035	54.389	2.484.235	57.162	1.376.442	30.599
4T 2007	38.466	2.020.349	59.393	1.694.454	31.275	1.071.762	43.826	2.274.891	59.839	1.360.680	32.476
1T 2008	36.237	2.305.337	57.763	1.755.824	35.757	1.073.844	22.696	2.231.019	51.798	1.207.994	32.649
2T 2008	33.672	1.990.740	56.133	1.817.193	40.238	1.075.925	52.294	2.077.635	52.837	1.229.825	32.822
3T 2008	36.628	2.060.691	57.551	1.946.372	40.563	1.102.964	54.860	1.996.719	57.698	1.393.599	40.117
4T 2008	31.914	2.202.423	58.968	2.075.551	40.887	1.130.003	40.533	2.014.815	47.221	1.170.350	47.411
1T 2009	34.898	2.103.425	62.954	2.182.437	41.790	1.094.431	39.706	1.861.326	50.658	1.156.086	48.049
2T 2009	35.440	1.732.873	66.940	2.289.322	42.692	1.058.859	41.556	1.599.873	50.819	1.092.904	48.687
3T 2009	35.657	1.659.557	73.642	2.173.510	44.765	1.041.280	47.256	1.476.053	53.014	1.064.208	53.583
4T 2009	37.969	1.500.664	80.344	2.057.698	46.838	1.023.701	48.633	1.340.538	48.328	1.031.427	58.478
1T 2010	40.184	1.670.442	81.920	2.147.366	48.100	1.098.500	50.345	1.356.427	47.756	1.073.803	59.776
2T 2010	42.571	1.925.655	83.495	2.237.034	49.277	1.133.684	53.344	1.458.223	46.584	1.137.948	61.073
3T 2010	39.539	1.957.748	84.563	2.117.596	49.800	1.150.000	53.292	1.460.509	44.675	1.067.388	61.668
4T 2010	50.392	1.905.630	85.630	1.998.158	50.975	1.132.072	51.863	1.317.247	43.015	1.032.005	62.262
1T 2011	51.590	1.842.245	86.153	1.962.119	51.800	1.139.800	51.842	1.291.286	43.288	1.016.468	62.126
2T 2011	51.678	1.849.695	86.676	1.926.079	52.102	1.158.008	51.639	1.236.770	40.307	976.923	61.989
3T 2011	53.108	2.282.479	86.151	1.945.681	52.600	1.247.000	56.276	1.445.852	42.478	1.061.521	63.593
4T 2011	54.660	2.164.103	85.626	1.965.283	51.112	1.181.372	57.956	1.419.313	41.085	1.049.165	65.196
1T 2012	55.805	2.103.295	87.953	1.967.662	52.000	1.193.900	57.557	1.365.837	40.864	1.000.020	62.808
2T 2012	56.358	2.241.174	90.279	1.970.041	52.883	1.246.666	59.099	1.412.043	42.105	1.043.455	60.420
3T 2012	57.408	2.185.646	93.619	1.993.597	53.400	1.281.500	56.840	1.369.075	42.833	1.023.292	63.708
4T 2012	54.410	2.012.329	94.422	1.907.290	54.097	1.250.696	50.249	1.259.232	42.284	924.280	62.957
1T 2013	56.078	2.032.690	95.469	1.962.727	53.900	1.246.300	50.452	1.213.844	44.946	946.618	61.431
2T 2013	57.735	1.909.879	93.946	1.861.338	53.296	1.254.082	49.073	1.129.071	49.407	919.903	60.137

Fuente: Bloomberg

Debido a que la publicación de los datos de balance de estas entidades se da con una frecuencia trimestral, y que el estudio y modelos predictivos que se analizarán en esta investigación tomarán datos mensuales, se opta por interpolar linealmente los datos para la obtención de las frecuencias mensuales deseadas. Se obtiene de este modo el índice de apalancamiento de la banca de inversión europea, cuyos resultados pueden consultarse en la Tabla 2.1.2.i.

<sup>58</sup> Estas entidades fueron: Deutsche Bank, BNP Paribas, Société Générale, UBS, Credit Suisse y Barclays Bank

<sup>59</sup> Los datos interpolados figurarán en las tablas en formato de letra bastardilla

Tabla 2.1.2.h: Cálculo del índice del ratio de apalancamiento agregado trimestral de la banca de inversión en Europa

	RRPP Agregados	Activos Agregados	% APALANCIAMIENTO
1T 2007	267.858	9.145.705	34,14
2T 2007	273.527	9.837.273	35,96
3T 2007	270.057	9.708.564	35,95
4T 2007	265.275	9.649.497	36,38
1T 2008	236.900	9.870.525	41,67
2T 2008	267.996	9.556.972	35,66
3T 2008	287.416	10.209.662	35,52
4T 2008	266.934	10.646.122	39,88
1T 2009	278.055	10.196.864	36,67
2T 2009	286.134	9.319.169	32,57
3T 2009	307.917	8.876.742	28,83
4T 2009	320.590	8.332.957	25,99
1T 2010	328.080	8.829.576	26,91
2T 2010	336.344	9.479.690	28,18
3T 2010	333.536	9.291.637	27,86
4T 2010	344.137	8.874.757	25,79
1T 2011	346.799	8.743.201	25,21
2T 2011	344.391	8.640.397	25,09
3T 2011	354.206	9.510.758	26,85
4T 2011	355.635	9.342.763	26,27
1T 2012	356.987	9.227.006	25,85
2T 2012	361.144	9.542.435	26,42
3T 2012	367.808	9.452.248	25,70
4T 2012	358.419	8.844.148	24,68
1T 2013	362.276	8.998.301	24,84
2T 2013	363.594	8.607.006	23,67

Fuente: Bloomberg. Elaboración propia.

Tabla 2.1.2.i: Índice del ratio de apalancamiento de la banca de inversión en Europa

Índice de apalancamiento de la banca de inversión europea			
31/01/08	38,13	30/07/10	28,29
29/02/08	39,88	31/08/10	28,40
31/03/08	41,64	30/09/10	28,50
30/04/08	39,65	29/10/10	27,60
30/05/08	37,65	30/11/10	26,69
30/06/08	35,66	31/12/10	25,79
31/07/08	35,40	31/01/11	25,64
29/08/08	35,14	28/02/11	25,49
30/09/08	34,88	31/03/11	25,34
31/10/08	36,55	29/04/11	25,26
28/11/08	38,22	31/05/11	25,17
31/12/08	39,88	30/06/11	25,09
30/01/09	39,28	29/07/11	25,65
27/02/09	38,68	31/08/11	26,21
31/03/09	38,09	30/09/11	26,78
30/04/09	36,25	31/10/11	26,61
29/05/09	34,41	30/11/11	26,44
30/06/09	32,57	30/12/11	26,27
31/07/09	32,01	31/01/12	26,10
31/08/09	31,46	29/02/12	25,92
30/09/09	30,90	30/03/12	25,74
30/10/09	29,27	30/04/12	25,97
30/11/09	27,63	31/05/12	26,20
31/12/09	25,99	29/06/12	26,42
29/01/10	26,18	31/07/12	26,18
26/02/10	26,37	31/08/12	25,94
31/03/10	26,55	28/09/12	25,70
30/04/10	27,10	31/10/12	25,36
31/05/10	27,64	30/11/12	25,02
30/06/10	28,18	31/12/12	24,68

Elaboración propia

## **2.2. Especificación econométrica de las variables interviniéntes en los modelos predictivos de España y la Eurozona**

### **2.2.1. Introducción: Metodología econométrica y definición de los contrastes**

Antes de afrontar el análisis econométrico de cada variable candidata a participar en los modelos estadísticos finales y que explicarán los condicionantes que influyen en el desarrollo de la variable repo-OIS en España y la Eurozona, deberá llevarse a cabo y en primer lugar un análisis de estacionariedad de cada variable. Este análisis se realizará de forma introductoria mediante su gráfico de series temporales para el periodo analizado para posteriormente completarlo mediante el estudio de su correlograma. El periodo de análisis para la generación de los modelos se ha fijado para el periodo de tiempo que va de 2009 a 2012, no introduciendo los ejercicios 2008 y 2013 con la intención de utilizarlos para el chequeo final de los modelos de estimación.

El comportamiento de la función de autocorrelación muestral de cada variable (FAC) acercará la necesidad o no de diferenciación de cada variable interviniénta en los modelos de predicción. La proximidad del primer valor de esta función a la unidad, así como su lento decrecimiento hacia un valor cercano a cero, será sintomático de la no estacionariedad de la serie analizada y planteará la necesidad de la toma de la variable en primeras diferencias para proceder a la revisión del análisis. La calibración de proximidad a uno de los valores de la FAC se determinará mediante el contraste propuesto por Dickey y Fuller (1979), que establecieron los denominados contrastes de raíz unitaria, y que constituye una herramienta básica de la metodología desarrollada por Box y Jenkins (1970) para la determinación del orden de diferenciación de las variables en los análisis de series temporales. Una FAC que presente un comportamiento en el que sus componentes partan de un valor próximo a la unidad y decrezcan muy lentamente hacia cero, será síntoma de la no existencia de estacionariedad en el proceso analizado. La proximidad o no a la unidad del primer valor de la función de autocorrelación será determinado por el resultado obtenido mediante el contraste de Dickey-Fuller. En cada caso se valorará si el proceso temporal que sigue cada variable presenta constante, tendencia y constante, o no presenta ni tendencia ni constante, decisión que subyacerá de los resultados de la regresión de Dickey-Fuller, en la que se observará cuáles de estos componentes resultan estadísticamente significativos<sup>60</sup>.

La hipótesis nula del contraste de raíz unitaria igualará la solución del polinomio de retardos a la unidad, resultado que de ser corroborado empujará a definir la serie como no estacionaria. Valores del *p* valor del contraste por encima del valor de significación

---

<sup>60</sup> Todos los análisis propuestos a lo largo de esta Tesis Doctoral asumirán un nivel de significación igual al 5%

permitirán no rechazar la hipótesis nula, pudiéndose afirmar por tanto que se estará ante un proceso no estacionario de al menos orden I(1). En este caso se procederá a tomar primeras diferencias de la variable analizada y se repetirá el contraste hasta constatar que la solución del polinomio de retardos es significativamente distinta de cero. Llegar a esta constatación podría implicar una segunda diferenciación de la variable o incluso un mayor número de diferenciaciones, lo que situaría el análisis ante un proceso I(2) o posterior. En el presente estudio sin embargo, y como se observará durante el Capítulo 2.2.2 referido a la validación econométrica de las variables, ninguna de los procesos temporales superará el orden I(1), por lo que no será necesario diferenciar más de una vez ninguna variable.

Tras la determinación del proceso temporal de cada variable y su necesidad o no de diferenciación, se procederá a la asignación de la forma funcional de los modelos, que en principio y a la espera de validación del mismo, se asumirá para los modelos de España y la Eurozona como de forma lineal. Para contrastar la validez de esta hipótesis se asumirá como herramienta el contraste Reset desarrollado por Ramsey (1969) y que permitirá determinar si las combinaciones no lineales de los valores ajustados permiten explicar la variable de estudio. Este contraste se basa en la incorporación en el modelo propuesto de coeficientes omitidos en ese modelo y que harían a este presentar una funcionalidad no lineal. La hipótesis nula del contraste asume una especificación de linealidad correcta del modelo analizado mediante la suposición de igualdad a cero de estos coeficientes, mientras la hipótesis alternativa mostrará estos coeficientes como distintos de cero determinando la no existencia de una relación lineal entre las variables analizadas. Valores del valor *p* asintótico del contraste superiores al nivel de significación permitirán no rechazar la hipótesis nula del contraste, lo que significará aceptar como correcta la especificación lineal asignada.

Una vez determinada la estacionariedad de las variables del modelo así como la necesidad de tomar o no primeras diferencias, y aceptada la especificación funcional asignada a los modelos se procederá al análisis de homocedasticidad, autocorrelación y Normalidad de los modelos presentados, tomando apoyo en los residuos generados por los modelos de predicción. Este punto cobra relevancia en cuanto en tanto el cumplimiento o no de ciertos criterios de comportamiento en los modelos dará validez o no a los mismos.

En un primer lugar se analizará la función de distribución de los residuos de cada modelo, estudiando si estos siguen un proceso de tipo Normal. La característica de Normalidad, aunque no necesaria sí es deseable, por lo que deberá ser analizada en cada modelo presentado. El contraste de Normalidad se realizará a partir del contraste desarrollado por Jarque y Bera (1980). La hipótesis nula de este contraste asumirá la Normalidad de los residuos generados por los modelos, mientras la hipótesis alternativa presentará la característica de no Normalidad en los mismos. Resultados en el valor *p* asintótico superiores al nivel de significación asumido del 5%, permitirán no rechazar la hipótesis nula y aceptar que los residuos siguen un proceso de tipo Normal.

El siguiente aspecto a analizar de los residuos generados será el análisis de si estos si siguen o no un proceso de tipo heterocedástico. Se considerará que existe heterocedasticidad cuando la varianza del residuo en un periodo guarda relación la varianza de periodos anteriores. Se llevará a cabo para este análisis un contraste de tipo ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) en el que la hipótesis nula del contraste asumirá existencia de homocedasticidad, mientras la alternativa consistirá en la existencia de

heterocedasticidad en los residuos<sup>61</sup>. Un valor  $p$  asintótico superior al nivel de significación asumido permitirá de este modo no rechazar la hipótesis nula y aceptar que los residuos estudiados siguen un proceso de tipo homocedástico. Valores inferiores del valor  $p$  harán rechazar la hipótesis nula aceptándose en ese caso que los residuos analizados siguen un proceso de tipo heterocedástico. Adicionalmente se estudiará la condición de homocedasticidad de los modelos de predicción mediante el contraste desarrollado por White (1980) que analizarán si alguna de las variables explicativas están detrás de posibles problemas de heterocedasticidad. Ante esta última situación, cabrían varias soluciones para suavizar la serie entre las que se destaca la toma de logaritmos neperianos sobre la serie original, lo que suavizaría en gran medida la variabilidad de los datos. Al igual que el contraste ARCH asumirá la hipótesis nula de homocedasticidad y valores de  $p$  inferiores al nivel de significación permitirán no rechazar dicha hipótesis.

Finalmente deberá tenerse en cuenta si modelos presentados presentan un comportamiento de tipo autorregresivo, lo que al igual que en el caso anterior, invalidaría la utilización de los mismos. Este análisis se realizará a partir de la información contenida en los residuos y que se considera un estimador de las perturbaciones del modelo. Se estudiará este proceso en primer lugar mediante el contraste desarrollado por Durbin y Watson (1950, 1951) y que constituye una de los métodos más frecuentemente empleados para la detección de presencia de autocorrelación en los modelos de regresión. Posteriormente, y debido a la indefinición en algunos casos de los resultados de este primer contraste, se aplicará el contraste desarrollado por Breusch (1978) y Godfrey (1978a, 1978b).

El contraste de Durbin Watson utilizado analizará si los residuos siguen un proceso de tipo autorregresivo AR(1), definiéndose su hipótesis nula como la no existencia de este tipo de procesos, mientras la alternativa asumirá la existencia de autorregresión. El estadístico de Durbin Watson toma valores entre 0 y 4, y deberá ser comparado con los valores críticos específicos para cada nivel de significación y cada número de regresores utilizados. Los valores críticos serán dos,  $d_L$  y  $d_U$ , que a su vez originarán dos nuevos valores críticos para la definición de los resultados contraste,  $4-d_L$  y  $4-d_U$ . Valores del estadístico por debajo de  $d_L$  o superiores a  $4-d_L$  serán indicativos, para el nivel de significación asumido, de rechazo de la hipótesis nula del contraste lo que implicará la existencia de un proceso de tipo autorregresivo en los residuos. Valores del estadístico situados entre  $d_U$  y  $4-d_U$  permitirán no rechazar la hipótesis nula del contraste, asumiendo por tanto que los residuos analizados no siguen un proceso de tipo autorregresivo.

Los valores críticos de este estadístico, con los que se comparará el estadístico del contraste, para un nivel de significación del 5% y para un número definido de regresores que en el presente trabajo va de cuatro a ocho variables, se exponen para su consulta en la Tabla 2.2.1.a.

Tabla 2.2.1.a: Valores críticos al 5% del estadístico de Durbin-Watson para 48 observaciones

N. Observ.	$d_L$	$d_U$	$4-d_U$	$4-d_L$
4	1,3619	1,7206	2,2794	2,6381
5	1,3167	1,7725	2,2275	2,6833
6	1,2709	1,8265	2,1735	2,7291
7	1,2245	1,8823	2,1177	2,7755
8	1,1776	1,9399	2,0601	2,8224

<sup>61</sup> ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) o modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional, propuestos por Engle (1982)

El contraste de Durbin-Watson no será capaz sin embargo de definir una solución específica para los casos en que el valor del estadístico se encuentre entre los valores críticos  $d_L$  y  $d_U$ , o entre  $4-d_U$  y  $4-d_L$ . En estos casos se asume una indeterminación en la solución del contraste, no pudiéndose definir mediante el mismo si los residuos siguen un proceso de tipo autorregresivo o no.

Especialmente en estos casos, aunque se ampliará el análisis a todos los modelos presentados, se tomará como herramienta de análisis adicional el contraste desarrollado por Breusch y Godfrey. Este contraste trata de detectar una posible relación de dependencia no considerada dentro del modelo propuesto, lo que de hallarse, daría lugar a conclusiones incorrectas y parámetros estimados no válidos. El contraste de Breusch-Godfrey presenta ciertas ventajas frente el contraste de Durbin-Watson, entre los que destaca el análisis de procesos autorregresivos de más de primer orden. Este contraste asumirá una hipótesis nula en la que se define la no existencia de un proceso autorregresivo de los residuos. Resultados del valor  $p$  asintótico superiores al nivel de significación significarán el no rechazo de la hipótesis nula, lo que permitirá asumir la no existencia de procesos autorregresivos.

Una vez definidos los modelos como correctos, se podrán valorar su coeficientes  $R^2$  y  $R^2$  corregido, así como el valor  $p$  del modelo que determinará la significación de las variables utilizadas. Este último valor  $p$  será resultado de la realización de un contraste de análisis de la varianza, que analizará si la variable endógena no depende de ninguna de las variables explicativas. La hipótesis nula de este contraste asumirá que todos los coeficientes de la regresión son iguales a cero, mientras la alternativa supondrá que existe alguno distinto de cero. Por ello, valores de  $p$  por debajo del nivel de significación permitirán rechazar la hipótesis nula y dar validez a los modelos. Una vez analizados todos estos aspectos, se podrán realizar las predicciones mediante los modelos ya validados.

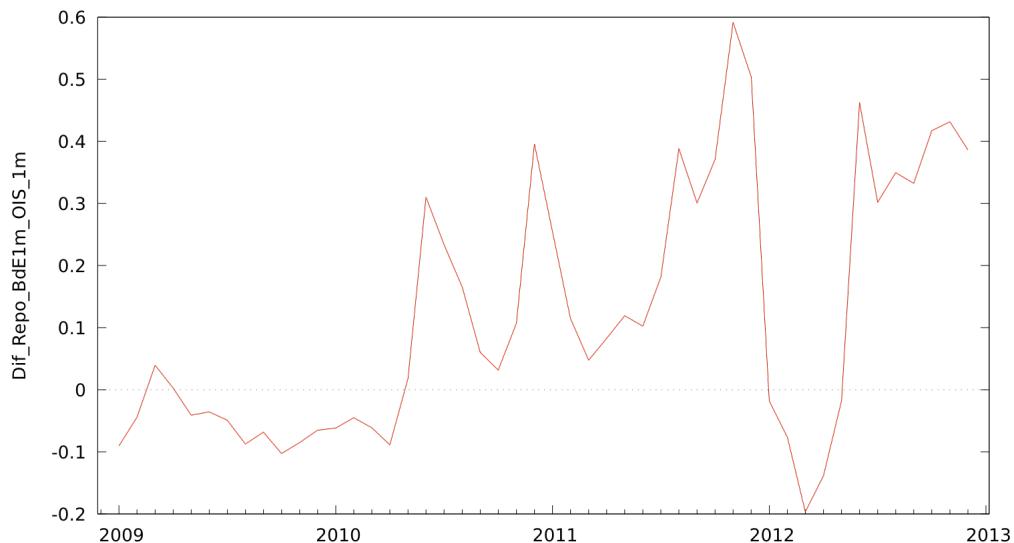
## **2.2.2. Análisis del orden de integración de las variables interviniéntes en los modelos de predicción de la economía española**

Se procede en el presente capítulo al análisis econométrico del proceso temporal de las cuatro variables exclusivas de los modelos de predicción de la economía española. Se procederá por tanto al análisis del diferencial de estudio repo BdE-OIS, para seguidamente tratar las variables CDS de instituciones financieras españolas, volatilidad histórica del IBEX 35, y ratio de apalancamiento de la banca española. Los resultados serán determinantes a la hora de decidir si las variables intervendrán en los modelos con sus valores originales o tomadas en primeras o sucesivas diferencias.

## Diferencial repo BdE - OIS

Se expone en primer lugar la evolución temporal de la variable de estudio repo BdE – OIS durante el periodo de generación de los modelos predictivos. La evolución de esta variable puede observarse en la Figura 2.2.2.a, donde se aprecia en un primer lugar que para el periodo estudiado, la serie no presenta patrones claros de estacionalidad en sus valores. Asimismo se observa una ligera tendencia positiva en la evolución de la variable, lo que deja entrever la posible necesidad de diferenciación de la serie para lograr un proceso de tipo I(0).

Figura 2.2.2.a: Evolución temporal de la variable diferencial tipo repo BdE – OIS



Fuente: Thomson Reuters y Banco de España

Los valores de la FAC y la FACP de la serie original se muestran en la Tabla 2.2.2.a, donde se observa como las series de valores parten de un valor que no pueden definirse como próximo a la unidad sin la utilización de un contraste adecuado. Se llevará a cabo para ello el contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller (DF), donde el p valor asintótico resultante del contraste se mostrará inferior al nivel de significación del 5%, lo que parecería indicar que debe rechazarse la hipótesis nula y aceptar que la serie sigue un proceso de tipo I(0). Sin embargo, la regresión aumentada de DF muestra la tendencia como significativa (ver Tabla 2.2.2.b), por lo que se asumirá la existencia de una tendencia en la serie, y por tanto de no estacionariedad, aceptando que esta sigue un proceso de tipo al menos I(1). Los resultados de contraste de DF para todas las variables exclusivas de los modelos de predicción sobre la economía española pueden observarse de forma agrupada en la Tabla 2.2.2.k expuesta al final de este capítulo.

Tabla 2.2.2.a: FAC y FACP de la variable diferencial tipo repo BdE – OIS

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,7259	0,7259	26,9037
2	0,4149	-0,2367	35,8832
3	0,1893	-0,0252	37,7952
4	0,0697	0,0178	38,0600
5	-0,0336	-0,1161	38,1230
6	0,0359	0,2891	38,1966
7	0,0227	-0,2601	38,2268
8	0,0393	0,1839	38,3197
9	0,1041	0,1203	38,9867
10	0,2498	0,1614	42,9289

Tabla 2.2.2.b: Regresión aumentada de Dickey Fuller sobre la variable diferencial tipo repo BdE – OIS

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS		
<hr/>			
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	-0,102434	-1,7880	0,0806
Repo BdE - OIS -1	-0,502800	-4,0080	0,0085 *
d_Repo BdE - OIS -1	0,315590	2,2020	0,0330 *
Tendencia	0,004472	2,6550	0,0110 *

Una vez constatado el hecho de que la serie original sigue al menos un proceso de orden I(1), se procede a diferenciar la serie para determinar si el orden del proceso es uno o superior. La evolución temporal de la serie diferenciada puede observarse en la Figura 2.2.2.b, siendo su principal característica frente a la serie original la desaparición de cualquier tipo de tendencia. Adicionalmente, y al igual que en la serie con datos sin diferenciar, no se observan signos evidentes de la concurrencia de un patrón estacional en la misma.

Los valores de la FAC de la serie diferenciada partirán de valores muy alejados de cero como puede observarse en la Tabla 2.2.2.c, hecho que queda confirmado por el valor del estadístico de DF (Tabla 2.2.2.k). De este modo, se rechazará la hipótesis nula del contraste, aceptando que la serie en primeras diferencias seguirá un proceso de orden I(0), mientras la serie original será de tipo I(1).

Figura 2.2.2.b: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias diferencial tipo repo BdE – OIS



Fuente: Thomson Reuters y Banco de España

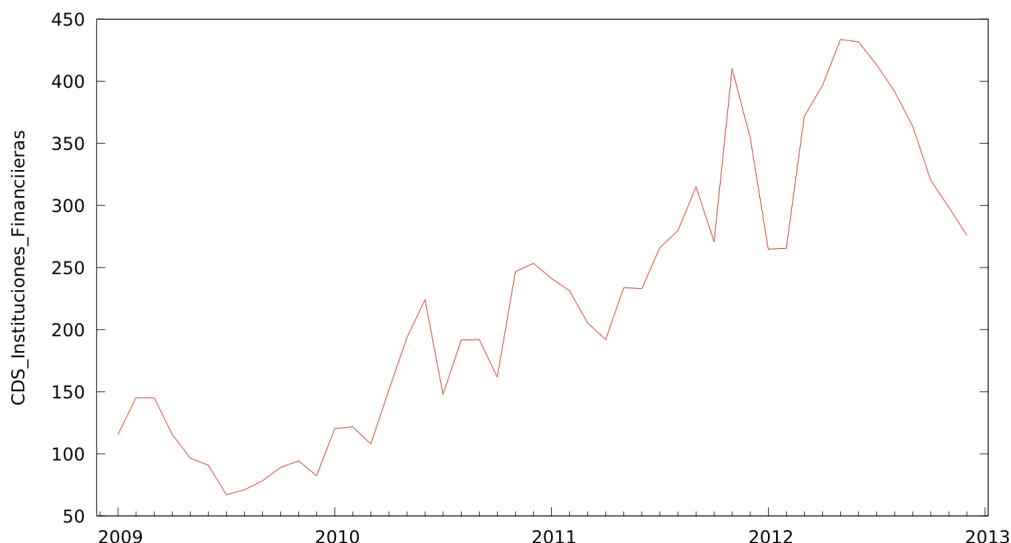
Tabla 2.2.2.c: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias diferencial tipo repo BdE–OIS

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,0658	0,0658	0,2208
2	-0,1610	-0,1660	1,5726
3	-0,2024	-0,1850	3,7565
4	-0,0493	-0,0559	3,8890
5	-0,3428	-0,4282	10,4478
6	0,1173	0,1056	11,2337
7	0,0643	-0,1499	11,4760
8	-0,0621	-0,2415	11,7073
9	-0,1550	-0,2005	13,1854
10	0,1204	-0,1580	14,1012

## CDS de instituciones financieras españolas

Se procede a continuación al análisis econométrico de la primera de las variables explicativas candidata a participar en los modelos finales de predicción del diferencial repo-OIS en España. La evolución de esta variable puede observarse en la Figura 2.2.2.c, donde se hace evidente la existencia de una tendencia positiva durante el periodo de análisis, síntoma inequívoco de la no estacionariedad de la serie. Asimismo se descarta la existencia de patrones estacionales en la serie original.

Figura 2.2.2.c: Evolución temporal de la variable CDS de instituciones financieras españolas



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

En la Tabla 2.2.2.d puede observarse los valores de la FAC y FACP de la serie, donde se ve como estos parten de valores muy próximos a uno lo que corroborará la primera impresión de no estacionariedad de la serie.

Tabla 2.2.2.d: FAC y FACP de la variable CDS de instituciones financieras españolas

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,9149	0,9149	42,7446
2	0,8461	0,0552	80,0933
3	0,7961	0,0873	1113,8908
4	0,7358	-0,0698	143,4197
5	0,6644	-0,1004	168,0554
6	0,6147	0,0699	189,6451
7	0,5409	-0,1736	206,7695
8	0,4677	-0,0360	219,8960
9	0,4001	-0,0501	229,7486
10	0,3332	-0,0442	236,7614

Se contrasta adicionalmente la proximidad a la unidad de estos valores mediante el contraste de DF, observando como el valor p asintótico (0,2151) es superior al nivel de significación del 5%, lo que hace no rechazar la hipótesis nula del contraste y permite afirmar que la serie sigue un proceso de al menos orden I(1). El contraste DF mostrado incluye constante y tendencia significativas, pudiéndose consultar los resultados de la regresión de DF en la Tabla 2.2.2.e. Los valores del estadístico de DF pueden consultarse en la Tabla 2.2.2.k al final del presente capítulo.

Tabla 2.2.2.e: Regresión aumentada de Dickey Fuller sobre la variable CDS de instituciones financieras españolas

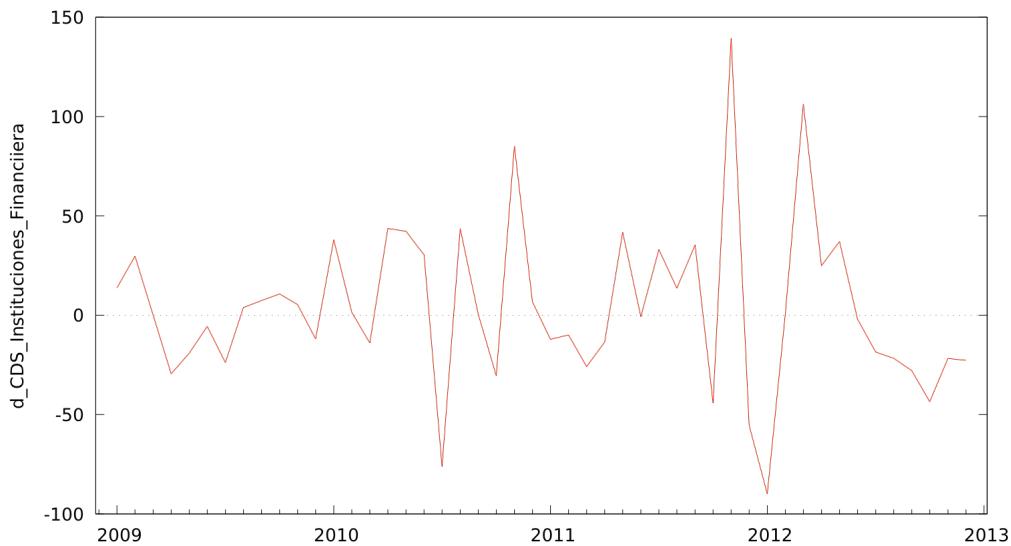
Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_CDS España		
<hr/>			
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	-6,260720	-0,3642	0,7174
CDS España -1	-0,382616	-2,7530	0,2151
d_CDS España -1	0,115633	0,7305	0,4689
Tendencia	2,569510	2,3740	0,0220 *

Una vez constado que la serie original sigue al menos un proceso I(1), se tomará esta en primeras diferencias para la repetición del análisis anterior. Observando la evolución de la serie diferenciada en la Figura 2.2.2.d, se observa como esta pierde la tendencia apreciada en la serie original, y mantiene un patrón no estacional en su evolución.

Los valores de la FAC y FACP de esta serie pueden consultarse en la Tabla 2.2.2.f, donde se observa que estos parten de valores muy alejados de la unidad. Este hecho se ve corroborado mediante el contraste DF (Tabla 2.2.2.k), que ofrecerá un valor p inferior al nivel de significación y que permitirá rechazar la hipótesis nula del contraste. Esto permitirá

asumir un proceso para la variable original de tipo I(1), y de tipo I(0) para la serie en primeras diferencias.

Figura 2.2.2.d: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias CDS de instituciones financieras españolas



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

Tabla 2.2.2.f: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias CDS de instituciones financieras españolas

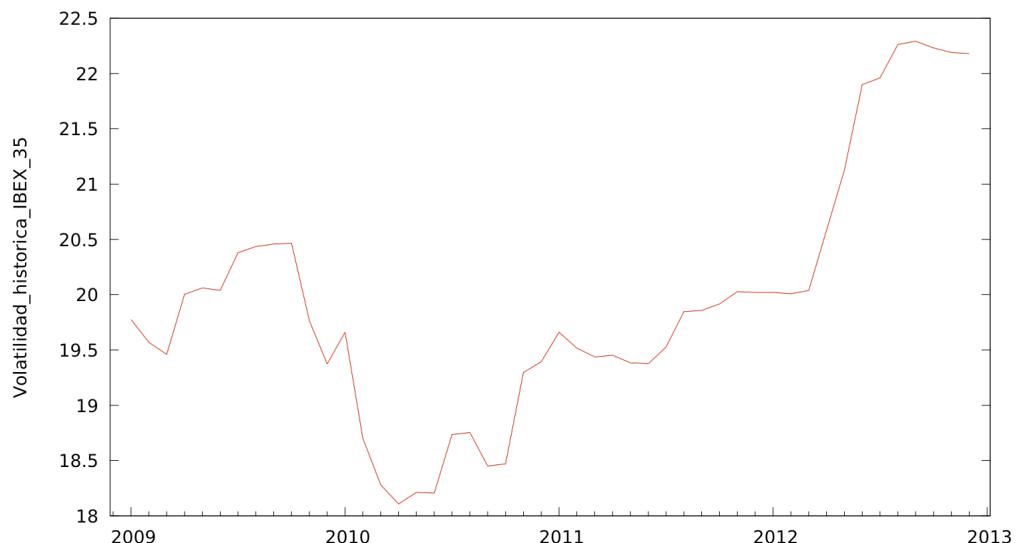
Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	-0,0907	-0,0907	0,4203
2	-0,1533	-0,1629	1,6462
3	-0,0117	-0,0442	1,6535
4	0,0174	-0,0142	1,6700
5	-0,1880	-0,2046	3,6594
6	0,1034	0,0643	4,2705
7	-0,0177	-0,0694	4,2887
8	-0,0196	-0,0171	4,3117
9	0,0127	0,0018	4,3216
10	0,0800	0,0387	4,7261

## Volatilidad histórica del IBEX 35

La Figura 2.2.2.e muestra la evolución temporal de la variable volatilidad histórica del IBEX 35, durante el periodo 2009-12. Aún cuando esta parece presentar una tendencia negativa hasta principios de 2010, la evolución de la serie toma a partir de entonces pendiente positiva lo que permite intuir su no estacionariedad. Al igual que en los análisis anteriores, se descarta mediante la observación cualquier patrón estacional en la misma.

La FAC de la serie es mostrada mediante la Tabla 2.2.2.g, donde se observa que esta parte de valores muy próximos a uno, y decrece muy lentamente, síntomas inequívocos de la no estacionariedad de la serie. De cualquier modo se llevará a cabo el contraste de DF, donde sus resultados con un valor  $p$  asintótico de 0,8945 (Tabla 2.2.2.k) corroborarán la proximidad del primer valor de la FAC a la unidad, lo que permitirá no rechazar la hipótesis de que la serie sigue al menos un proceso de tipo I(1).

Figura 2.3.1.e: Evolución temporal de la variable volatilidad histórica del índice IBEX 35



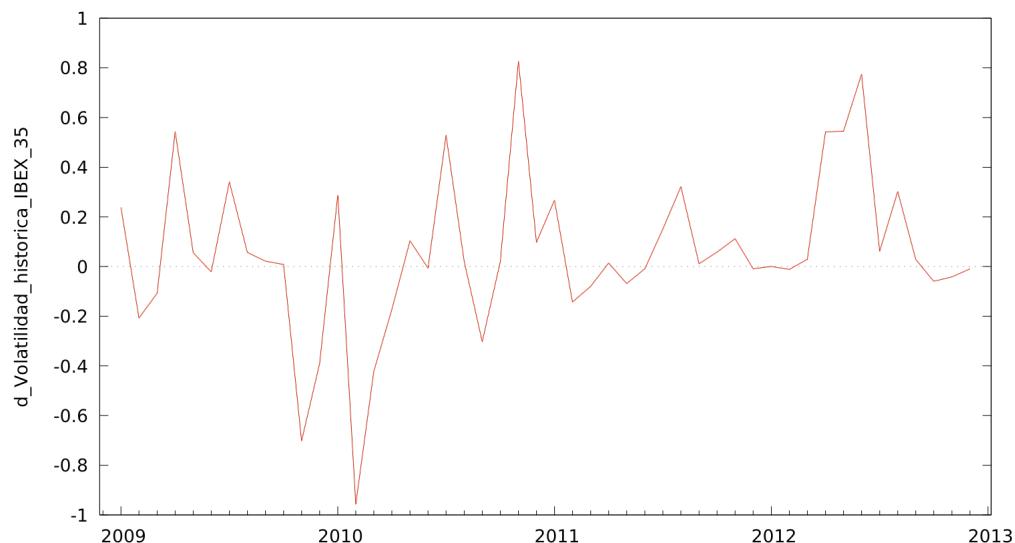
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

Tabla 2.2.2.g: FAC y FACP de la variable volatilidad histórica del índice IBEX 35

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,9180	0,9180	43,0318
2	0,8137	-0,1841	77,5807
3	0,6983	-0,1136	103,5852
4	0,5677	-0,1538	121,1665
5	0,4339	-0,0847	131,6736
6	0,3195	0,0484	137,5057
7	0,2021	-0,1275	139,8964
8	0,1250	0,1800	140,8336
9	0,0799	0,0706	141,2261
10	0,0539	0,0197	141,4098

En base a los resultados obtenidos, se procede a tomar la serie en primeras diferencias para concluir si esta sigue un proceso de tipo I(1) o de un orden superior. En la serie diferenciada se puede observar (Figura 2.2.2.f) como esta gana en estabilidad y se suavizan las tendencias que se daban en la serie con datos originales. Al igual que en la serie original, no se observan signos de concurrencia de un patrón estacional en la misma.

2.2.2.f: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias volatilidad histórica del índice IBEX 35



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

Los valores de la FAC y la FACP pueden consultarse en la Tabla 2.2.2.h, donde se observan como estos parten de valores muy alejados de la unidad. Los resultados del contraste de DF (Tabla 2.2.2.k) corroboran este hecho, con un valor  $p$  asintótico (0,004088) muy inferior al 5% de significación. Se rechaza por tanto la hipótesis nula del contraste, aceptándose que la serie original sigue un proceso  $I(1)$ , mientras la serie diferenciada será estacionaria y de orden  $I(0)$ .

Tabla 2.2.2.h: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias volatilidad histórica del índice IBEX 35

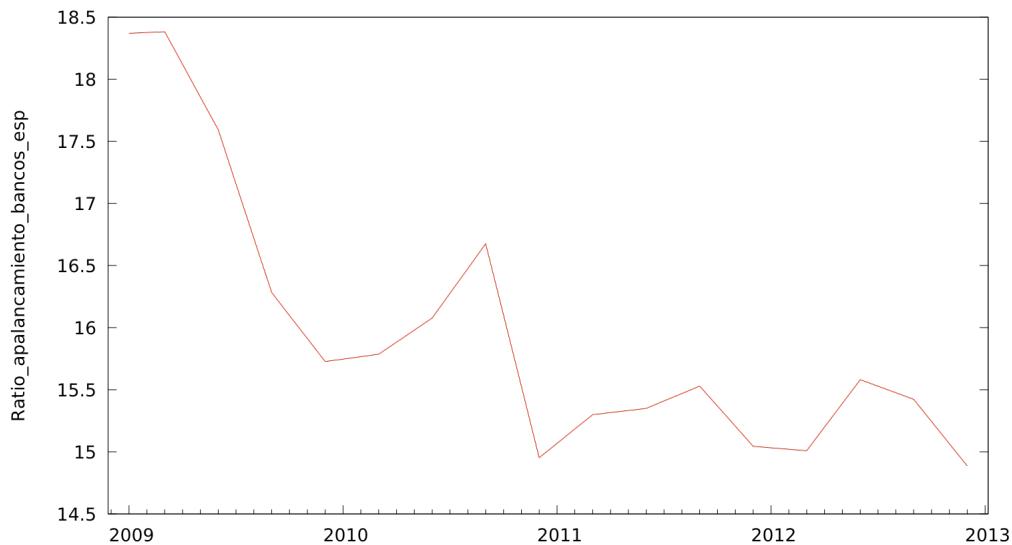
Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,2305	0,2305	2,7131
2	0,0819	0,0304	3,0630
3	0,1724	0,1555	4,6486
4	0,0315	-0,0452	4,7026
5	-0,1313	-0,1527	5,6644
6	0,0688	0,1163	5,9351
7	-0,1562	-0,2074	7,3629
8	-0,1550	-0,0363	8,8049
9	0,0096	0,0496	8,8106
10	-0,0096	0,0069	8,8164

### Ratio de apalancamiento de la banca española

La evolución temporal a lo largo del periodo de análisis de los modelos de esta variable se muestra en la Figura 2.2.2.g, donde aún cuando la serie gana cierta estabilidad a partir de última caída de 2011, no deja de mostrar tendencia negativa. Se descarta la repetición de patrones estacionales en la misma.

Los valores de la FAC de la serie original puede observarse en la Tabla 2.2.2.i. Se lleva a cabo el contraste de raíz unitaria de Dickey Fuller para definir si ese primer valor puede considerarse de forma significativa igual a la unidad, con un resultado del valor  $p$  del contraste (0,2182) superior al nivel de significación, lo que permite no rechazar la hipótesis nula del mismo. De este modo se puede afirmar que la serie sigue un proceso de al menos un orden  $I(1)$ . Los resultados de este contraste pueden consultarse en la Tabla 2.2.2.k.

Figura 2.2.2.g: Evolución temporal de la variable ratio de apalancamiento de la banca española



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

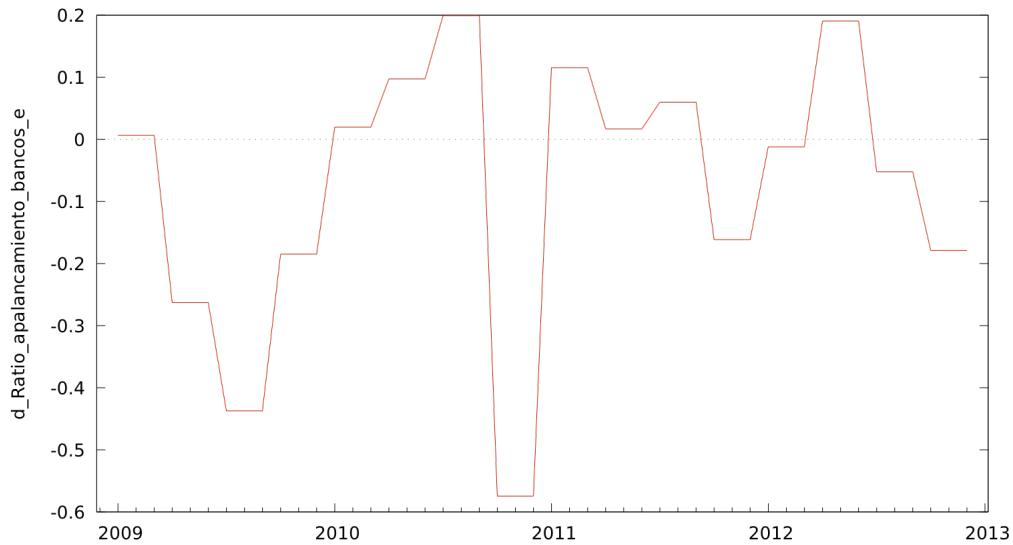
Tabla 2.2.2.i: FAC y FACP de la variable ratio de apalancamiento de la banca española

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,8956	0,8956	40,9608
2	0,7596	-0,2151	71,0633
3	0,6088	-0,1334	90,8308
4	0,4748	0,1250	103,1264
5	0,3569	-0,0254	110,2365
6	0,2575	-0,0201	114,0251
7	0,1882	0,0569	116,0988
8	0,1443	0,0306	117,3477
9	0,1264	0,0506	118,3308
10	0,1217	0,0131	119,2660

Una vez contrastado el hecho de que la serie original no sigue un proceso estacionario de tipo I(0), se procede a tomar los valores originales en primeras diferencias para determinar si se está ante un proceso de orden I(1) u otro de orden superior. La serie diferenciada se muestra en la Figura 2.2.2.h, y presenta una evolución en la que desaparece la ligera tendencia negativa que se intuía en la serie original. Adicionalmente, y al igual que en la serie inicial, no se observan signos evidentes de la concurrencia de un patrón estacional en la misma.

Los valores de la FAC y FACP de la serie en primeras diferencias pueden observarse en la Tabla 2.2.2.j. Estos parecen partir de valores alejados de la unidad, hecho que corroborará los resultados del contraste de DF (Tabla 2.2.2.k). El valor p asintótico de este contraste queda por debajo del nivel de significación, permitiendo rechazar la hipótesis nula y afirmar, a un nivel de significación del 5%, que la serie diferenciada seguirá un proceso de orden I(0), mientras la original lo seguirá de orden I(1).

Figura 2.3.1.h: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias ratio de apalancamiento de la banca española



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

Tabla 2.2.2.j: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias ratio de apalancamiento de la banca española

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,6414	0,6414	21,0087
2	0,2828	-0,2185	25,1825
3	-0,0757	-0,2795	25,4885
4	-0,1163	0,2275	26,2264
5	-0,1569	-0,1759	27,6000
6	-0,1975	-0,2135	29,8279
7	-0,2073	0,1075	32,3444
8	-0,2172	-0,1720	35,1757
9	-0,2271	-0,2078	38,3500
10	-0,1077	0,3189	39,0832

Tabla 2.2.2.k: Resultados del contraste de DF para las variables intervenientes en los modelos de predicción de la economía española

	DF	Valor p
Repo BdE - OIS	-4,00754	0,00850
d_Repo BdE - OIS	-5,47908	1,93E-06
CDS España	-2,75312	0,21510
d_CDS España	-5,77147	4,17E-07
Volatilidad IBEX 35	-0,47056	0,89450
d_Volatilidad IBEX 35	-2,86264	0,00409
Ratio apalancamiento España	-2,16820	0,21820
d_Ratio apalancamiento España	-2,40182	0,01578

### 2.2.3. Análisis del orden de integración de las variables intervenientes en los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

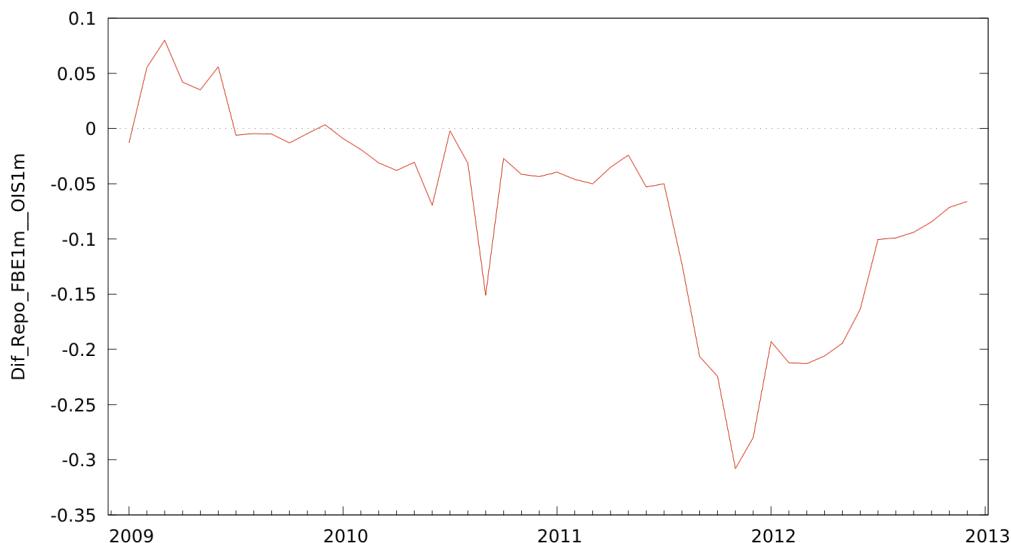
Se ofrece en el presente capítulo un análisis de series temporales sobre la evolución de las distintas variables que participarán de forma exclusiva en los modelos de predicción sobre el diferencial repo FBE – OIS en la Eurozona. Al igual que en el caso español, se llevará a cabo un estudio sobre la estacionariedad de las variables, cuyo objetivo último será determinar que tipo de proceso temporal siguen. En caso de que la serie original se muestre como no estacionaria, se procederá a tomar la variable en primeras diferencias con el objeto de conseguir una serie estacionaria de tipo I(0). Al igual que en el caso anterior se analizará en primer lugar la función de autocorrelación de cada serie original y, tomando apoyo en el contraste de raíz unitaria de Dickey Fuller, se podrá determinar de forma fehaciente la estacionariedad o no de la serie analizada.

Se procede a continuación al análisis de las cuatro variables exclusivas de los modelos sobre el repo-OIS de la Eurozona. Estas variables son en su definición, equivalentes a las utilizadas en el Capítulo 2.2.2 del modelo español. Sin embargo, en este caso se referirán a datos de la economía de la Eurozona y tomarán valores distintos a los del capítulo anterior. De este modo se analizará el diferencial de estudio repo FBE – OIS, frente al estudiado en el modelo español Repo BdE – OIS. Las variables exógenas exclusivas de la Eurozona serán CDS de instituciones financieras europeas, el índice de volatilidad VSTOXX sobre opciones sobre de EuroStoxx 50 y el ratio de apalancamiento de la banca de inversión europea.

## Repo FBE - OIS

La evolución de esta variable se puede observar gráficamente, y para el periodo de generación de los modelos, mediante la Figura 2.2.3.a, donde la serie presenta hasta final de 2011 una clara tendencia negativa, que se tornará positiva a lo largo de 2012. La existencia de esta tendencia muestra ya signos de la no estacionariedad de la serie, que será corroborada a través del análisis de su FAC y mediante el contraste de Dickey Fuller. Se descarta asimismo problemas derivados de una posible estacionalidad de la serie al no percibirse un patrón repetitivo y estacional en la misma.

Figura 2.2.3.a: Evolución temporal de la variable diferencial repo FBE – OIS



Fuente: Thomson Reuters

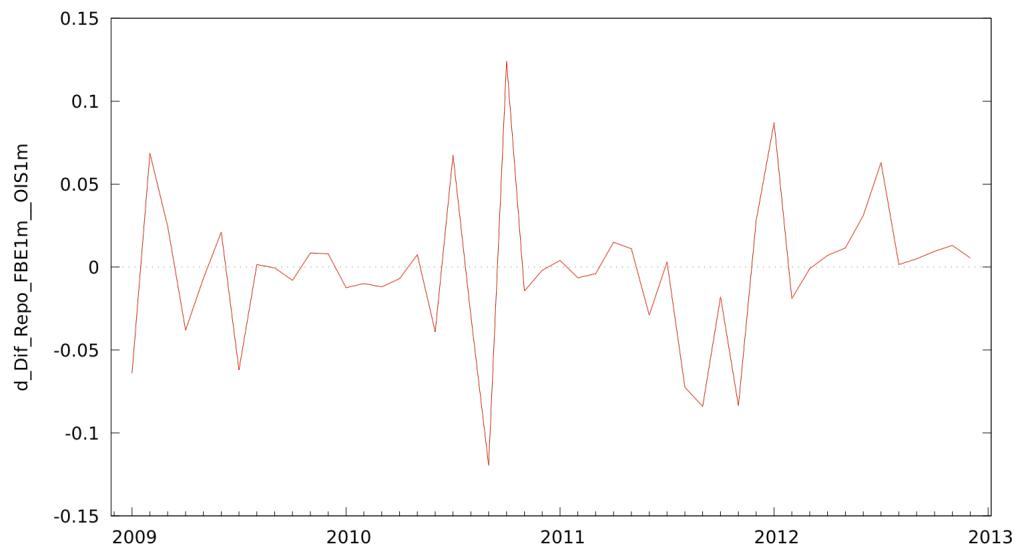
La FAC y FACP de la serie se muestran en la Tabla 2.2.3.a, donde se observa como parten de valores elevados próximos a uno y decrece muy lentamente, evidenciando la ausencia de estacionariedad de la serie. El contraste de DF, mostrado en la Tabla 2.2.3.h, con un valor  $p$  asintótico de 0,5096 muy superior al nivel de significación del 5%, permite no rechazar la hipótesis nula de ese contraste y aceptar que la serie sigue al menos un proceso de orden I(1).

Se procede a la toma de primeras diferencias de la serie original para la repetición del proceso anterior. En la Figura 2.2.3.b se observa gráficamente como la serie en primeras diferencias pierde la acusada tendencia de la serie original y muestra mayores signos de estabilidad, además de seguir no presentando patrones estacionales de comportamiento.

Tabla 2.2.3.a: FAC y FACP de la variable diferencial tipo repo FBE – OIS

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,8873	0,8873	40,2011
2	0,7865	-0,0035	72,4774
3	0,7057	0,0400	99,0402
4	0,5688	-0,3034	116,6851
5	0,4790	0,1392	129,4932
6	0,3951	-0,0738	138,4138
7	0,2956	-0,0344	143,5282
8	0,2092	-0,1165	146,1544
9	0,1467	0,0935	147,4783
10	0,0809	-0,0690	147,8915

Figura 2.2.3.b: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias diferencial repo FBE – OIS



Fuente: Thomson Reuters

La FAC de la serie diferenciada puede observarse en la Tabla 2.2.3.b, y a diferencia de la FAC de la serie original, esta parte de valores muy alejados de la unidad, hecho que clarifica su condición de serie estacionaria. Se corrobora este resultado mediante el contraste de DF (Tabla 2.2.3.h) que muestra un valor  $p$  asintótico (0,001217) inferior al nivel de significación y que permite rechazar la hipótesis nula del contraste y afirmar que la serie diferenciada sigue un proceso de tipo  $I(0)$ , mientras la original lo hará de orden  $I(1)$ .

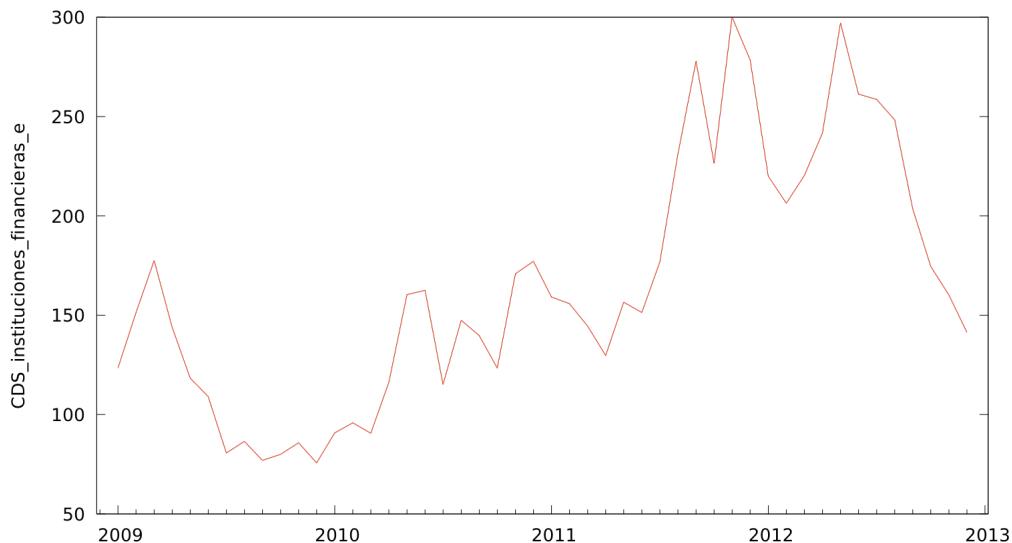
Tabla 2.2.3.b: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias diferencial repo FBE – OIS

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	-0,1497	-0,1497	1,1446
2	-0,1255	-0,1513	1,9669
3	0,2964	0,2639	6,6518
4	-0,2027	-0,1544	8,8928
5	-0,0589	-0,0390	9,0863
6	0,1523	0,0315	10,4119
7	-0,0641	0,0428	10,6526
8	-0,1100	-0,1149	11,3789
9	0,0195	-0,0759	11,4024
10	-0,1808	-0,2043	13,4670

### CDS de instituciones financieras europeas

La Figura 2.2.3.c muestra la evolución de la variable relativa a los CDS de la banca europea para el periodo de generación de los modelos de estimación. Se observa una marcada tendencia positiva en la evolución de la misma, lo que permite no poder afirmar que se cumpla la condición de estacionariedad en la serie. No se observan patrones estacionales repetitivos durante los años analizados.

Figura 2.2.3.c: Evolución temporal de la variable CDS de instituciones financieras europeas



Fuente: Bloomberg

La FAC de la serie analizada parte de valores próximos a la unidad y decrece lentamente, lo que reafirma la naturaleza no estacionaria de la misma, pudiéndose consultar sus resultados en la Tabla 2.2.3.c. Se contrasta esta proximidad a la unidad mediante el contraste de raíz unitaria de DF, cuyos resultados son expuestos en la Tabla 2.2.3.h. Estos muestran un valor  $p$  asintótico (0,4904) muy superior al nivel de significación, lo que permite no rechazar la hipótesis nula del contraste y afirmar que la serie sigue al menos un proceso de orden I(1).

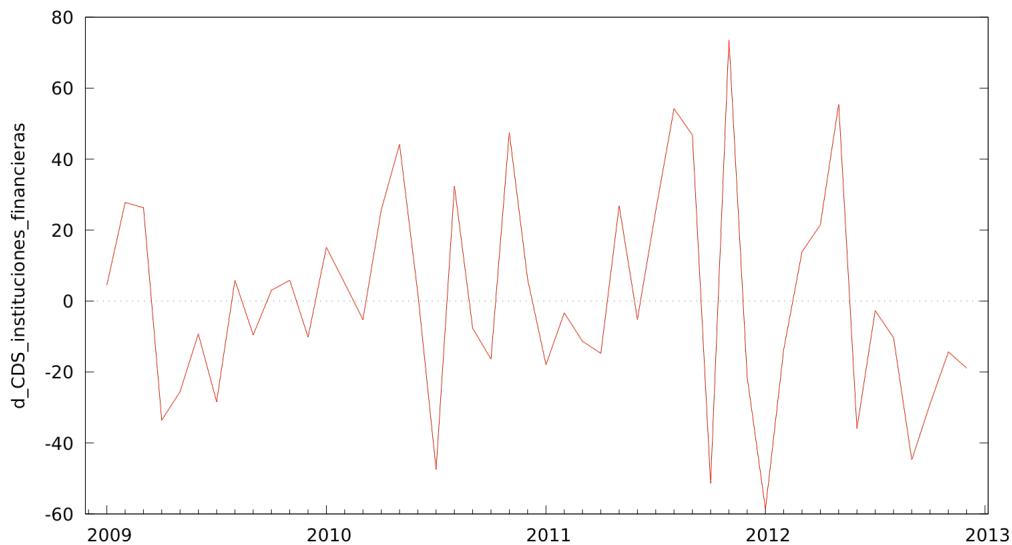
Tabla 2.2.3.c: FAC y FACP de la variable CDS de instituciones financieras europeas

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,8836	0,8836	39,8718
2	0,7799	-0,0041	71,6076
3	0,7051	0,0763	98,1226
4	0,5877	-0,2275	116,9609
5	0,5120	0,1274	131,5905
6	0,4922	0,1839	145,4356
7	0,4344	-0,1213	156,4829
8	0,4101	0,1114	166,5725
9	0,3469	-0,3030	173,9786
10	0,2414	-0,1046	177,6581

Una vez se ha definido la serie como no estacionaria, se procede a tomar la variable en primeras diferencias para conocer el grado del proceso. La evolución de la serie diferenciada puede observarse en la Figura 2.2.3.d, donde esta pierde la tendencia positiva que caracterizaba a la serie original y muestra mayor estabilidad en su evolución. No se observan igualmente patrones estacionales repetitivos en la misma.

La FAC de la serie, mostrada en la Tabla 2.2.3.d, muestra como esta parte de valores muy alejados de la unidad, mientras el contraste de DF corrobora este hecho al tomar un valor  $p$  asintótico (0,0008) inferior al nivel de significación (Tabla 2.2.3.h). Se rechaza por tanto la hipótesis nula del contraste, lo que permite afirmar que la variable en primeras diferencias sigue un proceso de tipo I(0), mientras la serie original será de tipo I(1).

Figura 2.2.3.d: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias CDS de instituciones financieras europeas



Fuente: Bloomberg

Tabla 2.2.3.d: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias CDS de instituciones financieras europeas

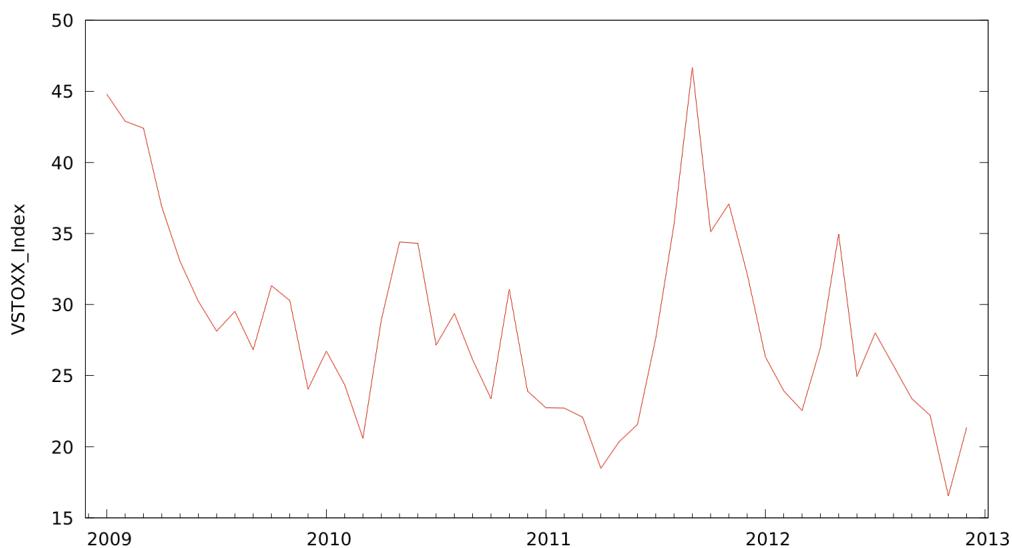
Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	-0,0157	-0,0157	0,0125
2	-0,0936	-0,0939	0,4698
3	0,1719	0,1703	2,0455
4	-0,1932	-0,2067	4,0816
5	-0,2600	-0,2409	7,8542
6	0,1406	0,0878	8,9839
7	-0,1270	-0,1205	9,9283
8	0,1316	0,2209	10,9669
9	0,1816	0,0325	12,9963
10	-0,0725	-0,0442	13,3283

### Índice de volatilidad VSTOXX

La evolución de esta variable durante el periodo de estudio puede observarse en la Figura 2.2.3.e. En ella se ve como la evolución a lo largo del tiempo de la serie presenta estabilidad y práctica ausencia de tendencia, además de no mostrar signos de repetición de patrones

estacionales. La estacionariedad de la serie es reafirmada por los valores que toma su FAC, mostrados en la Tabla 2.2.3.e, en los que se observa como parten de un valor, 0,6719, significativamente alejado de la unidad, y decrece rápidamente hacia cero, síntoma de existencia de estacionariedad en la serie.

Figura 2.2.3.e: Evolución temporal de la variable índice de volatilidad VSTOXX



Fuente: Bloomberg

Tabla 2.2.3.e: FAC y FACP de la variable índice de volatilidad VSTOXX

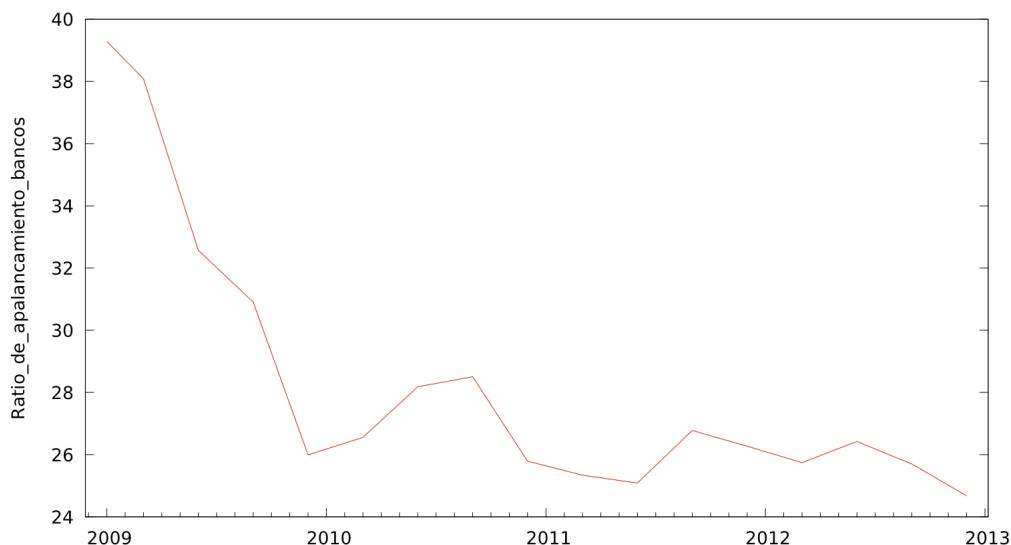
Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,6719	0,6719	23,0539
2	0,4002	-0,0935	31,4084
3	0,1477	-0,1534	32,5725
4	-0,0844	-0,1796	32,9607
5	-0,1603	0,0490	34,3943
6	-0,1477	0,0449	35,6410
7	-0,0958	0,0106	36,1778
8	-0,0198	0,0113	36,2014
9	-0,0322	-0,1273	36,2652
10	-0,0769	-0,8070	36,6388

El análisis final mediante el contraste de DF, muestra sin embargo un valor  $p$  asintótico ligeramente superior a 0,05 lo que permitiría no rechazar la hipótesis nula y aceptar la serie como no estacionaria. Sin embargo la alta proximidad al valor de significación, junto con el hecho de que DF constituye un contraste de baja potencia, unido a la percepción de estacionariedad de la serie y un primer valor del correlograma muy alejado de uno, permite inferir que la serie sigue un proceso temporal de tipo  $I(0)$ . Esta afirmación permite la posibilidad de no diferenciar la serie si se busca un equilibrio a largo plazo con otras variables de tipo  $I(0)$ . Futuras estimaciones de los modelos sobre el repo FBE – OIS en el Capítulo 4 de la presente investigación, mostrarán como esta variable diferenciada guarda una alta correlación con la variable CDS de instituciones financieras europeas, y se presentará como alternativa a esta última, por su obtención más inmediata frente al índice sintético de CDS. Por ello la variable VSTOXX, aunque aceptada como estacionaria, será incluida como una variable en sus primeras diferencias en los procesos de estimación propuestos<sup>62</sup>.

### Ratio de apalancamiento de la banca de inversión europea

La última variable exclusiva de los modelos relativos de la Eurozona a analizar será el índice de apalancamiento de la banca de inversión europea, y puede observarse su evolución en la Figura 2.2.3.f. En ella se hace evidente la existencia de una fuerte tendencia negativa durante el primer año de estudio, aunque la serie gana estabilidad a partir de entonces y decrece ligeramente hasta 2012.

Figura 2.2.3.f: Evolución temporal de la variable índice de apalancamiento de la banca de inversión europea



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

<sup>62</sup> La toma en primeras diferencias la variable de orden  $I(0)$  dará como resultado otra variable de orden  $I(0)$

La observación de la FAC de la serie, mediante la Tabla 2.2.3.f, refuerza la hipótesis de no estacionariedad de la misma, al partir esta de valores muy próximos a uno y decrecer muy lentamente hacia cero.

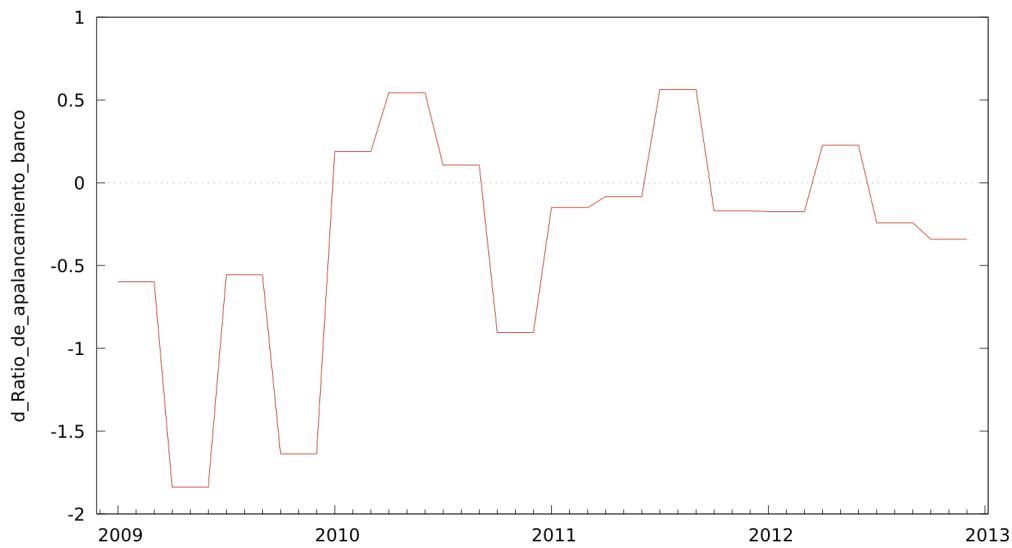
Tabla 2.2.3.f: FAC y FACP de la variable ratio de apalancamiento de la banca de inversión europea

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,8749	0,8749	39,0836
2	0,7320	-0,1422	67,0415
3	0,5802	-0,1170	84,9953
4	0,4506	0,0061	96,0721
5	0,3445	0,0030	102,6977
6	0,2636	0,0104	106,6686
7	0,1862	-0,0680	108,6986
8	0,1131	-0,0502	109,4666
9	0,0474	-0,0241	109,6051
10	0,0119	0,0695	109,6141

El resultado del contraste DF, con un valor  $p$  asintótico inferior al 5% de valor de significación, sugiere un rechazo de la hipótesis nula que podría asumir el proceso como de orden  $I(0)$  (Tabla 2.2.3.h). Sin embargo, un primer valor como el que muestra la FAC de la serie (0,8749) muy próximo a uno sugiere otra opción. Este hecho unido a su lento decrecimiento, la tendencia negativa que se intuye en la serie original y la definición del contraste de DF como de baja potencia, no permite afirmar que estamos ante un proceso de tipo  $I(0)$ , optándose por prudencia a tomar la serie en primeras diferencias. Tras la toma en primeras diferencias de la serie original, cuya evolución puede observarse en la Figura 2.2.3.g, la serie gana mayor estabilidad manteniendo la ausencia de patrones estacionales en la misma.

Los valores de la FAC de la serie diferenciada se pueden consultar en la Tabla 2.2.3.g. Se observa como el primer valor parte más alejado de la unidad que en el análisis anterior y decrece rápidamente hacia cero, hecho que corrobora la necesidad de diferenciación de la serie original. Para contrastar esta no proximidad a la unidad, se ejecuta el contraste de DF con un resultado de su valor  $p$  asintótico muy inferior al valor de significación, lo que permite rechazar la hipótesis nula del contraste y afirmar que la serie diferenciada sigue un proceso de orden  $I(0)$ . El resultado de este contraste de DF junto con los realizados a lo largo de este subcapítulo se muestran en la Tabla 2.2.3.h.

Figura 2.2.3.g: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias ratio de apalancamiento de la banca de inversión europea



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Bloomberg

Tabla 2.2.3.g FAC y FACP de la variable en primeras diferencias ratio de apalancamiento de la banca de inversión europea

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,7343	0,7343	27,5338
2	0,4686	-0,1532	38,9910
3	0,2029	-0,1809	41,1869
4	0,1760	0,3277	42,8767
5	0,1491	-0,0916	44,1176
6	0,1222	-0,1008	44,9709
7	0,0242	-0,0171	45,0052
8	-0,0737	-0,1043	45,3315
9	-0,1717	-0,1165	47,1462
10	-0,1141	0,2482	47,9681

Tabla 2.2.3.h: Resultados del contraste de DF para las variables intervenientes en los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

	DF	Valor p
Repo FBE - OIS	-1,54743	0,50960
d_Repo FBE - OIS	-3,22848	0,00122
CDS Eurozona	-1,58476	0,49040
d_CDS Eurozona	-3,32408	0,00087
VSTOXX	-2,73925	0,06742
Ratio apalancamiento Eurozona	-4,26726	0,00050
d_Ratio apalancamiento Eurozona	-4,88759	0,00010

## 2.2.4. Análisis del orden de integración de las variables comunes a los modelos de predicción de la economía española y de la Eurozona

Se analizan a continuación aquellas variables que intervendrán indistintamente en los modelos predictivos del diferencial repo-OIS en España y en la Eurozona. Al igual que en los dos capítulos anteriores, se analizará la estacionariedad de cada variable mediante su gráfico de series temporales, los valores de su función de autocorrelación (FAC) y los contrastes de raíz unitaria de Dickey Fuller. Una vez definido el proceso temporal de cada variable se podrá determinar como será su inclusión en los modelos predictivos, ya sea como variable original o como variable en primeras o superiores diferencias.

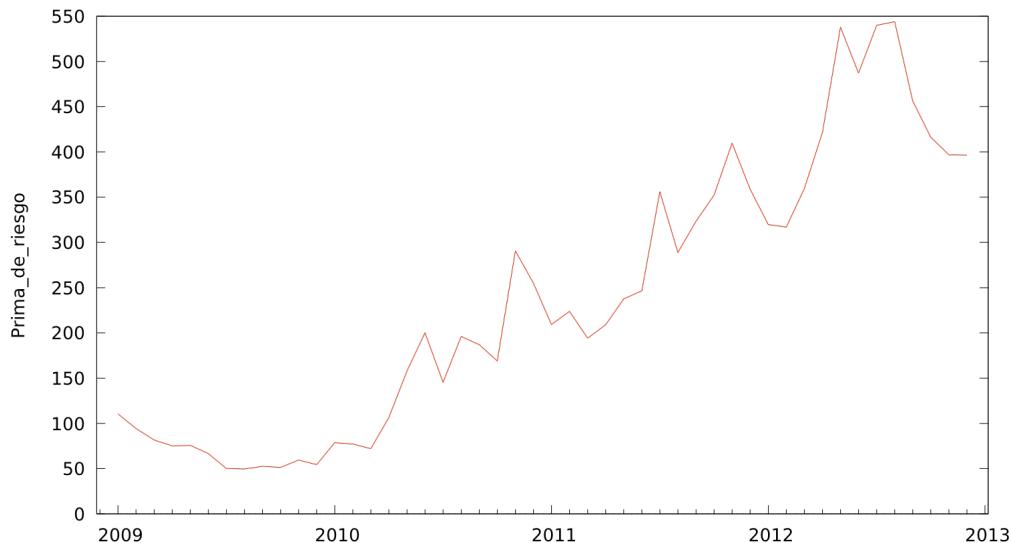
Se analizarán siete variables comunes a ambos modelos. En primer lugar se tratará la variable prima de riesgo española, como determinante de las tensiones vividas en la economía europea a raíz de la crisis de la deuda de los países periféricos en Europa. A continuación se tomarán varios diferenciales representativos de las tensiones de riesgo y liquidez en Europa y en España, como serán el Euribor-OIS, el diferencial repo BdE - Repo FBE, y el diferencial oferta-demanda del tipo OIS. Adicionalmente se estudiarán tres variables relacionadas con la política monetaria del Eurosistema y que se considera afectarán a los tipos repo y OIS en ambas economías. Se analizará en este sentido, la evolución de la apelación de los bancos a la facilidad marginal de crédito del BCE, la apelación a la facilidad marginal de depósito del BCE, y la evolución del saldo de las operaciones de mercado abierto de la Institución Europea.

### Prima de riesgo española

La evolución de esta variable durante el periodo de tiempo de generación de los modelos puede observarse en la Figura 2.2.4.a. En ella se observa de forma clara la existencia de una tendencia positiva persistente el tiempo que apoya la idea de definición de la serie como no

estacionaria. Al igual que en las variables analizadas anteriormente, no se observa ningún patrón estacional repetido a lo largo de los años en la evolución de esta variable.

Figura 2.2.4.a: Evolución temporal de la variable prima de riesgo española



Fuente: Datastream

Los valores de la FAC de esta serie mostrados en la Tabla 2.2.4.a parten de valores muy próximos a uno y decrecen lentamente hacia cero, síntomas claros de la no estacionariedad de la serie. Se contrasta esta conclusión mediante el contraste de Dickey Fuller cuyos resultados pueden observarse al final del presente capítulo en la Tabla 2.2.4.n. Los resultados de este contraste muestran un valor  $p$  asintótico superior al nivel de significación, lo que hace no rechazar la hipótesis nula y aceptar que la serie sigue un proceso de al menos orden  $I(1)$ . Se adjunta de forma adicional en la Tabla 2.2.4.b el resultado de la regresión de Dickey Fuller donde se puede observar como la tendencia de la serie es un elemento significativo de la regresión.

Una vez definido el proceso como de al menos orden  $I(1)$  se procede a repetir el proceso sobre la serie tomada en primeras diferencias. La evolución de la serie diferenciada puede observarse en la Figura 2.2.4.b, donde desaparece la tendencia en la misma ganando estabilidad en su evolución y permitir sugerir la estacionariedad de la serie analizada. Nuevamente no hay evidencia de la existencia de patrones estacionales en la serie.

La FAC de la serie, mostrada en la Tabla 2.2.4.c, parte de valores muy alejados de uno, reafirmando la idea de estacionariedad de la serie diferenciada. El contraste de DF reafirma este hecho, con un valor  $p$  asintótico (0,002315), muy inferior al nivel de significación, lo que permite rechazar la hipótesis nula y afirmar que la serie en primeras diferencias sigue un proceso de orden  $I(0)$ , mientras la original será de orden  $I(1)$ . Estos resultados pueden consultarse al final del capítulo en la Tabla 2.2.4.n.

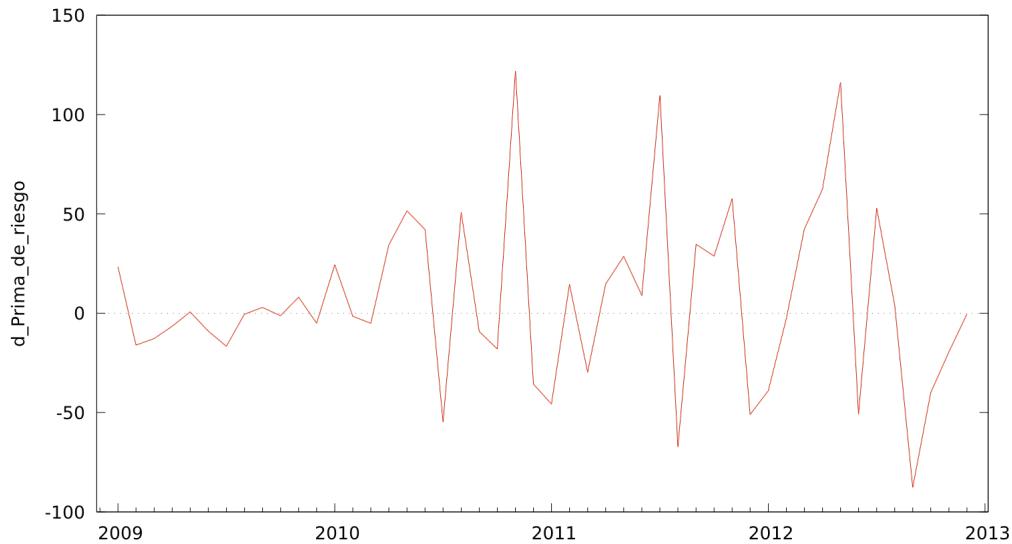
Tabla 2.2.4.a: FAC y FACP de la variable prima de riesgo española

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,9378	0,9378	44,9115
2	0,8817	0,0181	85,4712
3	0,8211	-0,0650	121,4258
4	0,7475	-0,1448	151,9002
5	0,6776	-0,0204	177,5296
6	0,6078	-0,0316	198,6410
7	0,5425	0,0044	215,8659
8	0,4769	-0,0451	229,5138
9	0,4131	-0,0336	240,0155
10	0,3653	0,0849	248,4439

Tabla 2.2.4.b: Regresión aumentada de Dickey Fuller sobre la variable prima de riesgo española

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Prima de riesgo		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	-41,269000	-1,7430	0,0883
Prima de riesgo -1	-0,334477	-2,8460	0,1805
d_Prima de riesgo -1	0,049492	0,3318	0,7417
Tendencia	3,407230	2,7070	0,0096 *

Figura 2.2.4.b: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias prima de riesgo española



Fuente: Datastream

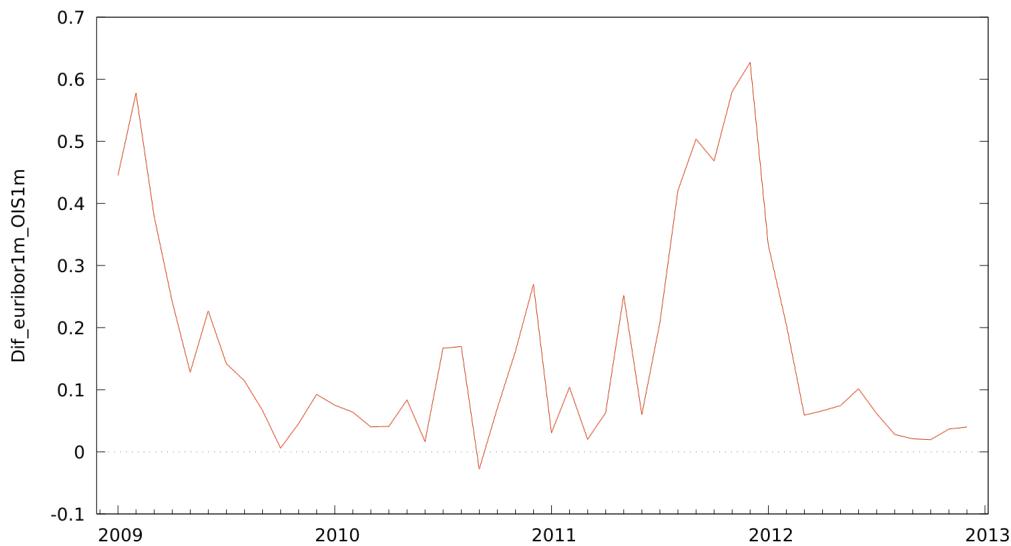
Tabla 2.2.4.c: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias prima de riesgo española

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	-0,1185	-0,1185	0,7171
2	-0,0247	-0,0393	0,7490
3	0,0454	0,0383	0,8588
4	-0,2298	-0,2245	3,7403
5	-0,0424	-0,0994	3,8405
6	-0,0200	-0,0575	3,8635
7	-0,1240	-0,1370	4,7634
8	0,1563	0,0752	6,2297
9	-0,1084	-0,1348	6,9533
10	0,1835	0,1617	9,0797

### Diferencial Euribor-OIS

El comportamiento temporal de la variable Euribor-OIS viene reflejado en la Figura 2.2.4.c, donde se alternan períodos de estabilidad con otros que parecen indicar la existencia de una tendencia. No se observa la repetición de ningún patrón estacional en la serie durante el periodo estudiado.

Figura 2.2.4.c: Evolución temporal de la variable diferencial Euribor-OIS



Fuente: Thomson Reuters

La FAC de esta serie, expuesta en la Tabla 2.2.4.d, parte de un valor que será necesario contrastar mediante DF para valorar su proximidad o no a la unidad. El resultado del contraste de Dickey Fuller (Tabla 2.2.4.n), muestra un valor  $p$  asintótico igual a 0,043, inferior al nivel de significación, lo que permitiría rechazar la hipótesis nula y afirmar que el proceso sigue un proceso de orden  $I(0)$ . Sin embargo, y al igual que ocurrió con la variable VSTOXX, esta variable ganará poder de estimación en los modelos de predicción tomada en forma de primeras diferencias, por lo que aún aceptando su estacionariedad, la serie podrá ser diferenciada.

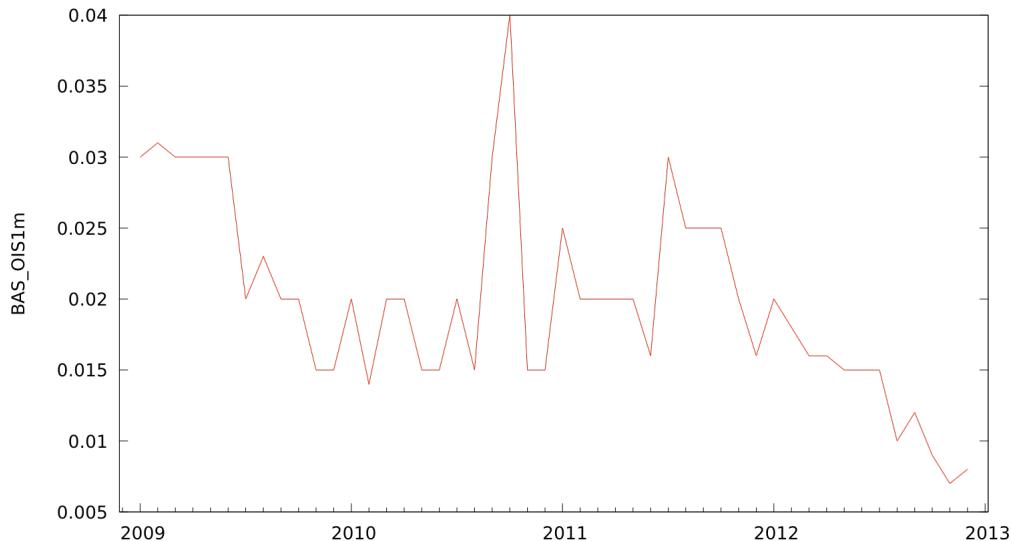
Tabla 2.2.4.d: FAC y FACP de la variable diferencial Euribor-OIS

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,7599	0,7599	29,4868
2	0,5152	-0,1472	43,3377
3	0,3429	0,0136	49,6104
4	0,1890	-0,0944	51,5596
5	0,0405	-0,1049	51,6513
6	-0,1129	-0,1546	52,3800
7	-0,1859	0,0300	54,4028
8	-0,2754	-0,1896	58,9546
9	-0,2519	0,1791	62,8605
10	-0,2711	-0,2353	67,5029

## BAS OIS

La evolución del diferencial de oferta y demanda de los tipos OIS<sup>63</sup>, puede observarse en la Figura 2.2.4.d. En ella se aprecia como, aunque parece existir una tendencia al inicio y al final de la serie, la estabilidad de los datos centrales puede otorgar cierta estacionariedad a la serie.

Figura 2.2.4.d: Evolución temporal de la variable BAS OIS



Fuente: Thomson Reuters (Contribuidor: Tradeweb)

La FAC, mostrada en la Tabla 2.2.4.e, parte de datos claramente muy alejados de la unidad, lo que reafirma la intuición de estacionariedad de la serie derivada de la observación de su gráfico de series temporales. El contraste de DF reafirma esta posición mostrando un valor  $p$  asintótico muy inferior al nivel de significación, lo que permite rechazar la hipótesis nula del contraste y afirmar que la serie sigue un proceso de orden  $I(0)$ . Los resultados del contraste de DF pueden consultarse en la Tabla 2.2.4.n.

---

<sup>63</sup> Bid-ask spread OIS o BAS OIS

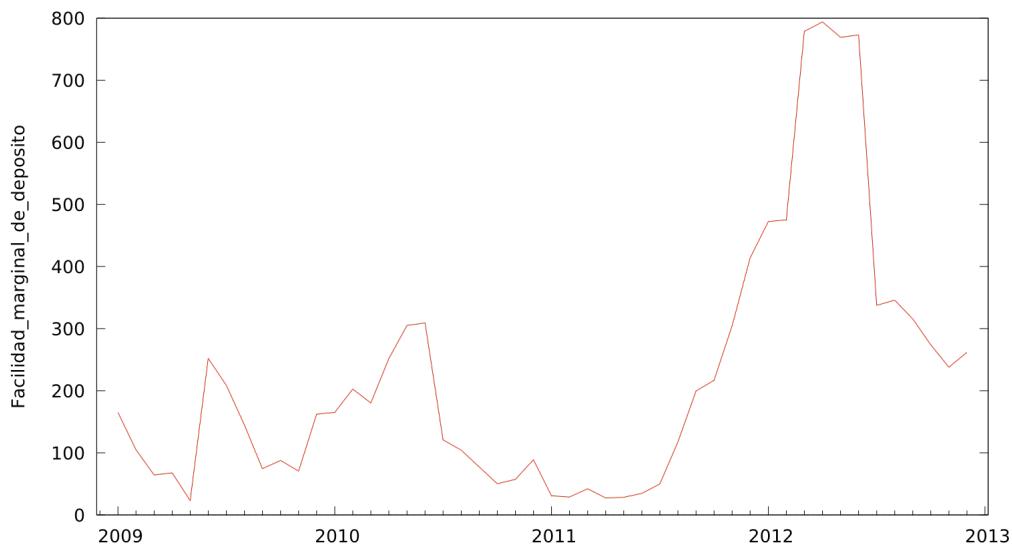
Tabla 2.2.4.e: FAC y FACP de la variable BAS OIS

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,5657	0,5657	16,3455
2	0,3383	0,0269	22,3161
3	0,3866	0,2724	30,2868
4	0,2173	-0,1671	32,8632
5	0,0863	-0,0236	33,2788
6	0,1409	0,0751	34,4131
7	-0,0014	-0,1810	34,4132
8	-0,1534	-0,1124	35,8248
9	-0,0143	0,1559	35,8374
10	-0,0856	-0,1502	36,3002

### Facilidad marginal de depósito del BCE

La Figura 2.2.4.e muestra la evolución histórica de la variable analizada para el periodo 2009-12. En ella se observa como, aunque mantiene cierta estabilidad en su evolución temporal hasta mediados de 2011, toma una elevada pendiente positiva que se mantendrá hasta el primer trimestre de 2012. Esta evolución inclina a rechazar en un primer momento la condición de estacionariedad de la serie temporal. Se observa adicionalmente el no cumplimiento de patrones estacionales durante el periodo estudiado.

Figura 2.2.4.e: Evolución temporal de la variable facilidad marginal de depósito del BCE



Fuente: Thomson Reuters

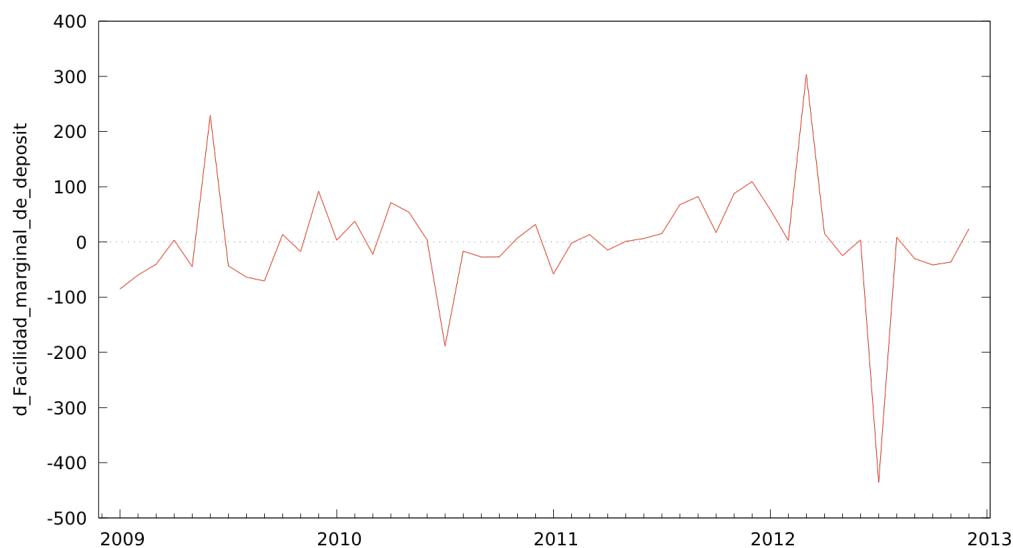
Los valores de la FAC de esta serie pueden consultarse en la Tabla 2.2.4.f, donde se observa como esta parte de valores elevados próximos a uno, y decrece suavemente hacia cero. Esta observación sin embargo debe ser contrastada mediante el contraste de raíz unitaria de Dickey Fuller, cuyos resultados podrán consultarse en la Tabla 2.2.4.n. El resultado del contraste ofrece un valor p asintótico muy superior al nivel de significación asumido del 5%, lo que implica no rechazar la hipótesis nula del contraste, y aceptar que la serie original sigue un proceso de al menos un orden I(1).

Se toma a continuación la variable analizada en primeras diferencias con el objeto de estudiar la estacionariedad de la nueva serie temporal obtenida. La Figura 2.2.4.f muestra la evolución de la variable diferenciada y como esta gana en estabilidad frente a la serie original. Se mantiene igualmente sin mostrar patrones estacionales.

Tabla 2.2.4.f: FAC y FACP de la variable facilidad marginal de depósito del BCE

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,8871	0,8871	40,1807
2	0,7644	-0,1056	70,6632
3	0,6182	-0,1793	91,0432
4	0,4574	-0,1558	102,4547
5	0,3334	0,0843	108,6585
6	0,2245	-0,0130	111,5387
7	0,0922	-0,2469	112,0359
8	-0,0108	-0,0053	112,0429
9	-0,0914	0,0587	112,5575
10	-0,1587	-0,0254	114,1490

Figura 2.2.4.f: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias facilidad marginal de depósito del BCE



Fuente: Thomson Reuters

La FAC se muestra en la Tabla 2.2.4.g y parte de valores muy alejados de la unidad. Este hecho se corroborará mediante el resultado del contraste de DF mostrado en la Tabla 2.2.4.n, que dará como resultado un valor  $p$  asintótico inferior al nivel de significación, permitiendo rechazar la hipótesis nula del contraste y aceptar que la serie diferenciada sigue un proceso  $I(0)$ , mientras la original lo hace de orden  $I(1)$ .

Tabla 2.2.4.g: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias facilidad marginal de depósito del BCE

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,0486	0,0486	0,1206
2	0,1028	0,1006	0,6715
3	0,0602	0,5015	0,8650
4	-0,1619	-0,1796	2,2950
5	-0,0799	-0,0802	2,6511
6	0,0684	0,1146	2,9185
7	-0,1254	-0,0994	3,8391
8	-0,0968	-0,1391	4,4012
9	-0,0585	-0,0631	4,6119
10	-0,0562	0,0194	4,8115

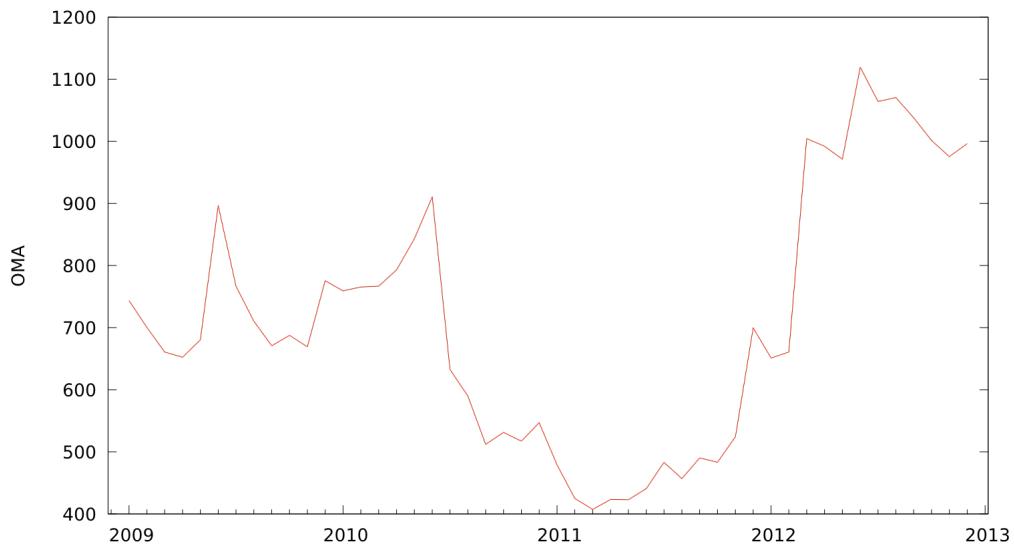
### Operaciones de mercado abierto del BCE

En la Figura 2.2.4.g se muestra la evolución temporal de la variable relativa al saldo del sistema financiero en Operaciones de Mercado Abierto (OMA) durante el periodo de análisis. Se observa un comportamiento no estacional, sin patrones de comportamiento repetidos a lo largo del tiempo, así como no estacionario por la escasa estabilidad en la evolución del valor de la variable.

La FAC de esta serie temporal, mostrada en la Tabla 2.2.4.h, se inicia en valores próximos a la unidad además de presentar un comportamiento de decrecimiento suave hacia cero, lo que permite sugerir la no estacionariedad de la serie. El resultado del contraste de DF reafirma esta intuición con un resultado del valor  $p$  asintótico muy superior al nivel de significación, y que permite no rechazar la hipótesis nula del contraste. De este modo se asume que la variable analizada seguirá un orden de al menos un tipo  $I(1)$ . Los resultados del contraste de DF sobre esta variable pueden ser consultados al final de este capítulo en la Tabla 2.2.4.n.

Se procede a tomar la serie en primeras diferencias como búsqueda de solución a la contrastada condición de no estacionariedad de la serie original. La evolución de esta nueva variable puede observarse en la Figura 2.2.4.h, donde se observa un comportamiento más estable en el tiempo que en la serie original. Se descarta asimismo cualquier problema de estacionalidad al no percibirse repetición de patrones estacionales en la variable durante el periodo de estudio.

Figura 2.2.4.g: Evolución temporal de la variable operaciones de mercado abierto

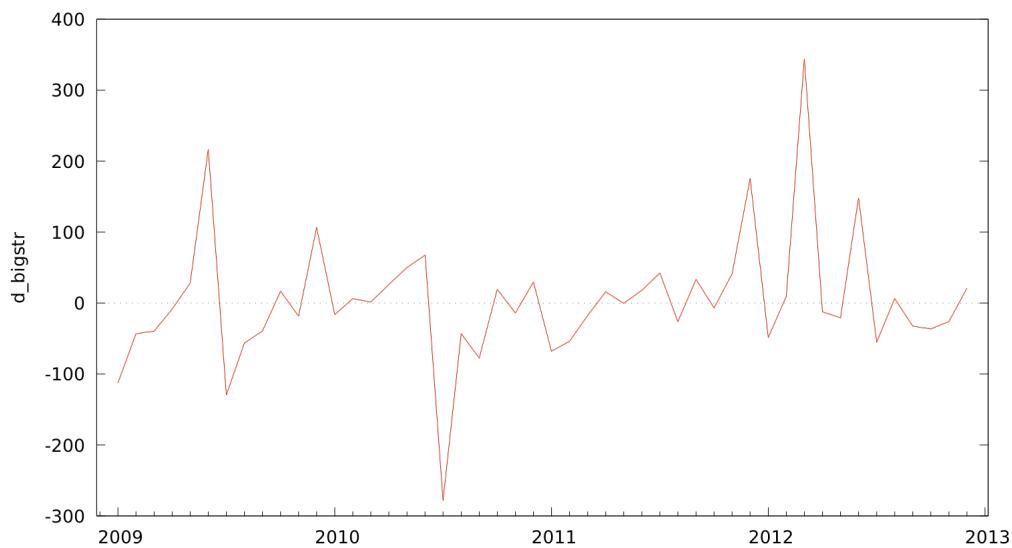


Fuente: Thomson Reuters

Tabla 2.2.4.h: FAC y FACP de la variable operaciones de mercado abierto

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,8861	0,8861	40,0950
2	0,7901	0,0228	72,6634
3	0,7031	-0,0056	99,0313
4	0,5780	-0,2229	117,2516
5	0,4541	-0,0984	128,7597
6	0,3369	-0,0698	135,2446
7	0,1666	-0,3229	136,8686
8	0,0407	0,0433	136,9682
9	-0,0877	-0,1455	137,4419
10	-0,2062	-0,0003	140,1269

Figura 2.2.4.h: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias operaciones de mercado abierto



Fuente: Thomson Reuters

Los valores de la función de autocorrelación de la serie diferenciada pueden consultarse en la Tabla 2.2.4.i, donde se hace evidente que no parten de valores próximos a la unidad. Se contrasta mediante DF este hecho, con un resultado de su valor  $p$  asintótico muy inferior al nivel de significación tomado para el contraste, lo que hace rechazar la hipótesis nula y aceptar un proceso de tipo  $I(0)$  para la serie diferenciada, y de tipo  $I(1)$  para la serie original. Este resultado puede ser consultado en la Tabla 2.2.4.n.

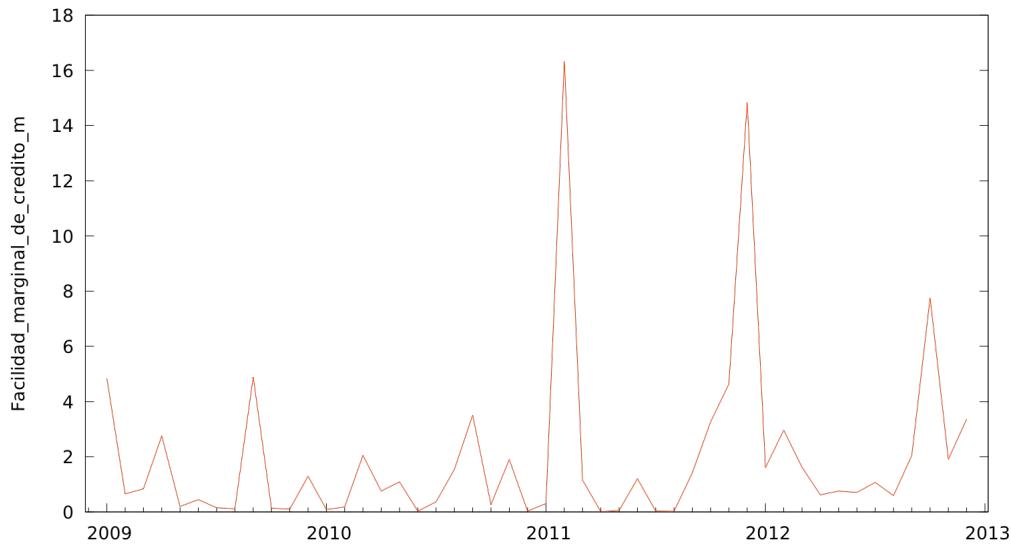
Tabla 2.2.4.i: FAC y FACP de la variable en primeras diferencias operaciones de mercado abierto

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	-0,0627	-0,0627	0,2005
2	-0,0540	-0,0581	0,3525
3	0,1720	0,1660	1,9299
4	-0,0448	-0,0282	2,0394
5	-0,1152	-0,1058	2,7801
6	0,2826	0,2506	7,3432
7	-0,1016	-0,0846	7,9478
8	0,0110	0,0630	7,9551
9	-0,0704	-0,1806	8,2599
10	-0,0606	-0,0288	8,4920

### Facilidad marginal de crédito del BCE

La evolución temporal de la variable representativa de la apelación a la facilidad marginal de crédito por parte de las entidades financieras al BCE, puede ser consultada en la Figura 2.2.4.i. Se observa en la misma una elevada estabilidad en la evolución de la variable, sin presentar tendencias claras, lo que permite inferir la existencia de estacionariedad. Se descarta asimismo que la serie repita un patrón de tipo estacional a lo largo del periodo de estudio.

Figura 2.2.4.i: Evolución temporal de la variable facilidad marginal de crédito del BCE



Fuente: Thomson Reuters

La FAC de la serie, mostrada en la Tabla 2.2.4.j, reafirma la intuición de estacionariedad de la serie original, partiendo esta de valores muy alejados de la unidad y decreciendo rápidamente hacia cero. Los resultados del contraste de Dickey Fuller, con un valor  $p$  asintótico inferior al nivel de significación, permiten rechazar la hipótesis nula del contraste y vuelven a reafirmar la estacionariedad de la serie. Se podrá afirmar por tanto que la serie original seguirá un proceso estacionario de orden  $I(0)$ , rechazando procesos de orden  $I(1)$  o superior. Los resultados de este contraste pueden ser consultados al final de este capítulo mediante la Tabla 2.2.4.n.

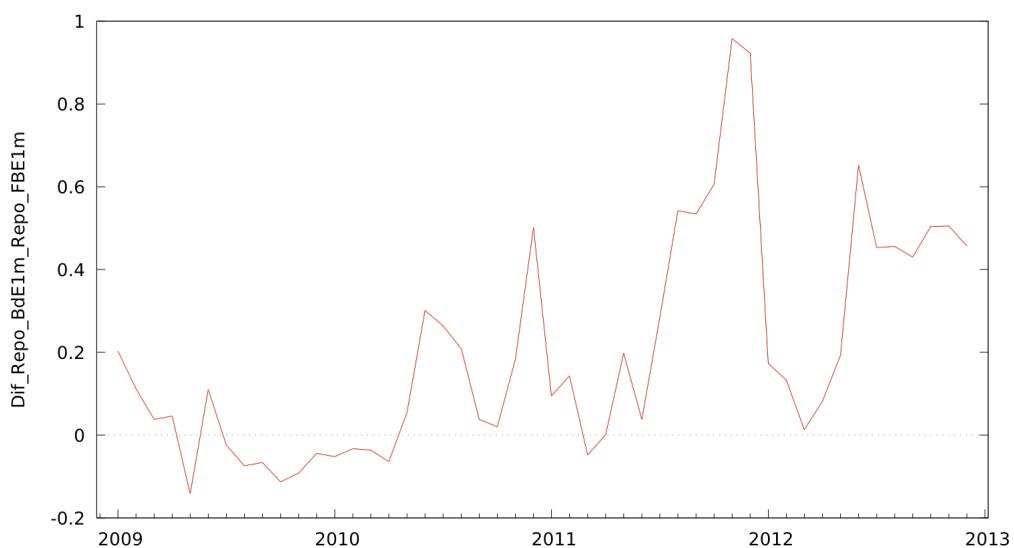
Tabla 2.2.4.j: FAC y FACP de la variable facilidad marginal de crédito del BCE

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,0485	0,0485	0,1203
2	-0,0154	-0,0178	0,1327
3	-0,0266	-0,0250	0,1704
4	-0,1447	-0,1429	1,3123
5	-0,0649	-0,0535	1,5475
6	-0,1093	-0,1127	2,2296
7	-0,1374	-0,1440	3,3347
8	-0,0332	-0,0591	3,4007
9	0,0505	0,0197	3,5577
10	0,4895	0,4692	18,6934

### Diferencial repo BdE – repo FBE

La última variable a analizar será el diferencial de tipos entre el tipo repo BdE y el tipo repo FBE. La evolución temporal de esta variable puede observarse en la Figura 2.2.4.j, donde para el periodo de estudio analizado, se intuye una tendencia positiva aunque no demasiado marcada en el gráfico. Asimismo su observación permite descartar problemas de estacionalidad de la serie, al no percibirse la repetición de un patrón constante en el tiempo.

Figura 2.2.4.j: Evolución temporal de la variable diferencial tipo repo BdE – repo FBE



Fuente: Thomson Reuters y Banco de España

Los valores de la FAC de la serie pueden consultarse mediante la Tabla 2.2.4.k, y muestran valores que será necesario contrastar mediante DF para determinar su proximidad o no a la unidad. El resultado de este contraste, mostrado en la Tabla 2.2.4.n, ofrece un valor  $p$  asintótico inferior al nivel de significación del 5%, lo que permitiría rechazar la hipótesis nula del contraste. Sin embargo, los resultados de la regresión de DF otorgarán una alta significatividad a la tendencia de la serie por lo que, aún con el resultado del contraste, se hará necesaria una diferenciación de la serie para eliminar su tendencia. Los resultados de esta regresión pueden ser consultados en la Tabla 2.2.4.l.

Tabla 2.2.4.k: FAC y FACP de la variable diferencial tipo repo BdE – repo FBE

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	0,7304	0,7304	27,2425
2	0,4951	-0,0823	40,0307
3	0,3184	-0,0277	45,4372
4	0,1947	-0,0132	47,5051
5	0,1194	0,0080	48,3010
6	0,1561	0,1794	49,6928
7	0,1447	-0,0686	50,9189
8	0,1389	0,0349	52,0766
9	0,1984	0,1671	54,4992
10	0,2771	0,1294	59,3478

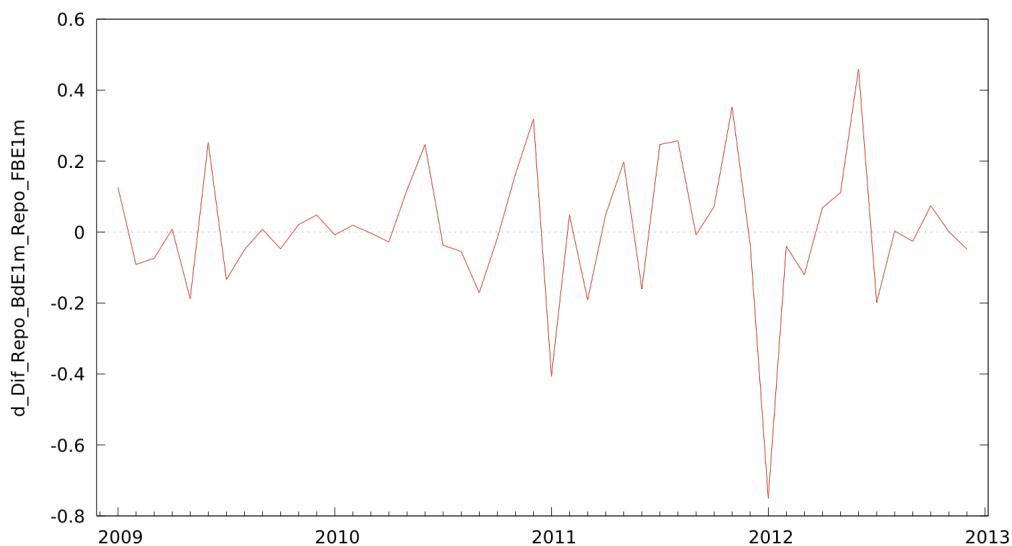
Tabla 2.2.4.l: Regresión aumentada de Dickey Fuller sobre la variable diferencial tipo repo BdE – repo FBE

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo BdE - repo FBE		
<hr/>			
	Coeficiente	Estadístico t	Valor $p$
Constante	-0,117807	-1,5220	0,1353
Repo BdE - repo FBE -1	-0,495627	-3,6450	0,0261 *
d_Repo BdE - repo FBE -1	0,146457	1,0000	0,3227
Tendencia	0,006046	2,5320	0,0150 *

Tomando primeras diferencias de la variable analizada, se observa gráficamente en la Figura 2.2.4.k como desaparecerá la tendencia en la misma, permitiendo inferir el cumplimiento de la condición de estacionariedad en la serie diferenciada. No se observan asimismo patrones estacionales repetidos a lo largo del tiempo en la nueva serie.

Los valores de la FAC de la serie diferenciada pueden consultarse en la Tabla 2.2.4.m, donde se observa como estos parten de valores muy alejados a uno. El resultado del contraste de Dickey Fuller permite reafirmar el alejamiento de la solución del polinomio de retardos de la unidad, con un resultado de su valor  $p$  asintótico casi nulo. Este resultado permite rechazar la hipótesis nula del contraste y aceptar que la serie diferenciada sigue un proceso de orden  $I(0)$ . Los resultados del contraste de DF pueden ser consultados numéricamente mediante la Tabla 2.2.4.n.

Figura 2.2.4.k: Evolución temporal de la variable en primeras diferencias diferencial tipo repo BdE – repo FBE



Fuente: Thomson Reuters y Banco de España

Tabla 2.2.4.m: Función de autocorrelación de la variable en primeras diferencias diferencial tipo repo BdE – repo FBE

Retardo	FAC	FACP	Estad-Q
1	-0,0801	-0,0801	0,3279
2	-0,1188	-0,1261	1,0649
3	-0,0918	-0,1152	1,5147
4	-0,1130	-0,1518	2,1909
5	-0,1985	-0,2698	4,3897
6	0,0509	-0,0715	4,5376
7	0,0510	-0,0675	4,6898
8	-0,1091	-0,2238	5,4045
9	-0,0306	-0,1935	5,4620
10	0,0160	-0,1873	5,4782

Tabla 2.2.4.n: Resultados del contraste de DF para las variables comunes a los modelos de predicción de la economía de España y la Eurozona

	DF	Valor p
Prima de riesgo	-2,84625	0,18050
d_Prima de riesgo	-3,86554	0,00232
Euribor-OIS	-2,91669	0,04343
BAS OIS	-4,96064	2,46E-05
Facilidad marginal de depósito	-1,76921	0,39630
d_Facilidad marginal de depósito	-3,46293	0,00053
Operaciones de mercado abierto	-1,17619	0,68710
d_Operaciones de mercado abierto	-3,88324	0,00010
Facilidad marginal de crédito	-3,78040	0,00313
Repo BdE - repo FBE	-3,64517	0,02614
d_Repo BdE - repo FBE	-5,61022	9,79E-07

# Capítulo 3

## **Análisis de los condicionantes sobre el diferencial repo-OIS en la economía española. Elaboración de los modelos de estimación y validación de su capacidad predictiva**

### **3.1 Introducción**

Se desarrollan a lo largo del presente capítulo una serie de modelos econométricos de predicción sobre el diferencial repo-OIS de la economía española. El primer objetivo de estos modelos será buscar explicar la evolución del diferencial de estudio repo-OIS mediante el camino temporal seguido por aquellas variables económicas y financieras ya documentadas en esta Tesis. De este modo se podrá conseguir el objetivo principal de poder predecir el diferencial de estudio mediante una serie de variables del mercado. El periodo de tiempo asumido para la generación de los modelos irá de enero de 2009 hasta diciembre de 2012, englobando de este modo tanto un periodo de tensión en los mercados monetarios (crisis de deuda europea), junto con un periodo de cierta recuperación y menos turbulencias en esta economía.

La elaboración de los modelos parte del análisis econométrico de las variables candidatas a participar en el mismo y expuestas a lo largo del Capítulo 2 de esta Tesis Doctoral. Se iniciará el proceso mediante la presentación de un modelo que asuma todas las variables contrastadas bibliográfica y financieramente, para avanzar hacia modelos con un grado

superior de ajuste y que logren explicar la evolución del diferencial en España con mayor fiabilidad. Se asumirán inicialmente tanto variables específicas de la economía nacional como una serie de variables que serán comunes a los modelos de predicción del diferencial repo-OIS en España y la Eurozona. Entre las variables específicas españolas se encontrarán los CDS de instituciones financieras españolas, la volatilidad histórica del IBEX 35 y el índice apalancamiento de instituciones financieras españolas. Como variables comunes de ambos modelos se tomaran aquellas referidas a la política monetaria del Eurosistema, siendo estas la apelación a la facilidad marginal de crédito y depósito, y el saldo vivo de operaciones de mercado abierto del BCE. Respecto a las variables comunes a los modelos de ambas zonas económicas, se tomará el diferencial de oferta y demanda de las operaciones OIS, el diferencial Euribor-OIS y el diferencial repo BdE - repo FBE, todos ellos con vencimiento a un mes, junto con la prima de riesgo de deuda soberana española a diez años frente a la alemana.

Una vez analizada durante el Capítulo 2 la condición o no de estacionariedad y grado de diferenciación de cada variable analizada, se estará en condición de presentar modelos de predicción en los que todas sus variables sean estacionarias y puedan presentar una relación de equilibrio a largo plazo permanente y de tipo no espuria. Este objetivo se conseguirá mediante la toma en primeras diferencias de todas aquellas variables cuyo proceso temporal se haya identificado como de orden I(1), y manteniendo inalterables aquellas de orden I(0). A partir de ese punto, y una vez obtenido un modelo generalista que integre todas las variables del estudio, se procederá a mejorar el grado de ajuste del modelo mediante el aislamiento de sus variables significativas, hasta conseguir modelos de mayor grado de ajuste y mejor capacidad predictiva.

Se procederá a continuación a validar los modelos presentados mediante una serie de contrastes definidos en el Capítulo 2.2.1, y que otorgarán o no validez a los modelos. En primer lugar se descartarán posibles problemas de multicolinealidad entre las variables de cada modelo, para a continuación pasar a analizar si la especificación funcional otorgada al modelo, lineal en todos los casos, es correcta y el modelo puede ser explicado con esa forma funcional (Ramsey, 1969). Una vez descartados problemas de multicolinealidad y aceptada como correcta la especificación funcional propuesta, se tratará el análisis de homocedasticidad, autocorrelación y Normalidad de los modelos mediante el análisis de los residuos generados. En este sentido se analizará que estos sigan un proceso de tipo Normal mediante el contraste de Jarque y Bera (1980). Los posibles problemas de autocorrelación de los modelos serán analizados mediante los contrastes desarrollados por Durbin y Watson (1950, 1951) y Breusch y Godfrey (Breusch, 1978; Godfrey, 1978a, 1978b). Finalmente se deberán descartar problemas de heterocedasticidad, primero mediante los contrastes de White (1980) y a continuación mediante un contraste ARCH que definirá si los residuos siguen un proceso de tipo heterocedástico. El ajuste de modelo se medirá mediante el estadístico  $R^2$  y  $R^2$  corregida que ayudará a una correcta comparación del grado de ajuste entre los modelos. Igualmente se tendrá en cuenta el valor  $p$  ( $F$ ) que mostrará la significación o no de las variables del modelo.

Finalmente, en el Capítulo 3.2.3 se analizará la capacidad predictiva de los modelos presentados y validados. Se realizarán en un primer momento estimaciones mediante estos modelos para los datos del ejercicio 2013. De este modo se observará cuál es la predicción del modelo para un ejercicio no interviniendo en la generación de los modelos, y se contrastará junto con los datos efectivos del diferencial repo-OIS en España durante ese año. Se asume un intervalo de confianza del 95% en las previsiones y se compararán los indicadores de error que presenta cada modelo para definir aquel que mejor comportamiento ha presentado. Del mismo modo se realizarán estimaciones mediante los

modelos generados sobre datos de 2008, buscando demostrar la fiabilidad de los modelos validados ante un escenario de elevada incertidumbre en los mercados financieros.

## **3.2. Generación, validación y contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción del diferencial repo-OIS en la economía española**

### **3.2.1. Generación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en España**

El objetivo del presente capítulo es la presentación de una serie de modelos de predicción del diferencial repo-OIS de la economía española, basados en las variables ya contrastadas en los capítulos anteriores de esta Tesis Doctoral. Se toma en primer lugar apoyo en la especificación econométrica obtenida para cada variable en el Capítulo 2.2, buscando la obtención de modelos cuyos componentes presenten una relación estable de equilibrio a largo plazo. La no correcta especificación de las variables deriva en la generación de modelos no cointegrados que no son capaces de explicar relaciones estables entre los componentes que lo forman.

Se procede por tanto a la presentación de un modelo para el periodo 2009-12, con todos sus componentes estacionarios, mediante la toma en primeras diferencias de todas aquellas variables cuyo proceso temporal fueran definidas en el capítulo anterior como de tipo I(1)<sup>64</sup>. Aquellas variables que se observó seguían un proceso estacionario y de tipo I(0) se mantienen con sus valores originales, siendo este el caso de las variables BAS OIS y facilidad marginal de crédito<sup>65</sup>. Los resultados de este Modelo General pueden consultarse en la Tabla 3.2.1.a, donde se observa un elevado grado de ajuste medido por su R2 así como un valor p (F) que permite rechazar la hipótesis de no significatividad de los coeficientes de forma conjunta.

---

<sup>64</sup> Todos los modelos presentados en este capítulo y durante el Capítulo 4 asumirán el periodo de generación de enero de 2009 a diciembre de 2012, resultando en 48 observaciones mensuales

<sup>65</sup> El diferencial Euribor-OIS, aunque definido como de tipo I(0), presenta mayor poder explicativo tomado en primeras diferencias, por lo que se incluirá de este modo en los modelos.

Tabla 3.2.1.a: Modelo General España

Periodo de análisis:	2009-2012			
Número de observaciones:	48			
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS			
<hr/>				
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p	
Constante	0,058264900	2,0550	0,0470	*
d_Volatilidad IBEX 35	0,024318500	0,8316	0,4110	
d_Prima de riesgo	-0,000746225	-2,7220	0,0098	*
d_CDS España	0,000395156	1,1820	0,2448	
d_Ratio apalancamiento España	0,008716360	0,2045	0,8391	
d_Operaciones de mercado abierto	0,000084040	0,5653	0,5753	
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000199888	-1,4850	0,1460	
d_Euribor-OIS	-0,267592000	-2,4630	0,0185	*
d_Repo BdE - repo FBE	0,745790000	10,5300	1,1E-12	*
Facilidad marginal de crédito	-0,008922330	-3,2160	0,0027	*
BAS OIS	-1,905970000	-1,4720	0,1494	
<hr/>				
Valor p (F)	6,65E-13			
R <sup>2</sup>	0,86071			
R <sup>2</sup> Corregido	0,82306			

Al igual que ocurrirá en el resto de modelos presentados en esta Tesis, se asume la incorporación de una constante en la regresión que mejora significativamente el grado de ajuste de los mismos. En la Tabla 3.2.1.a se puede observar como, para un nivel de significación del 5%, únicamente cuatro variables resultan significativas: d\_prima de riesgo, d\_diferencial Euribor-OIS, d\_diferencial repo BdE – repo FBE, y la facilidad marginal de crédito. Observando el resto de variables, únicamente BAS OIS y d\_facilidad de depósito podrían considerarse significativas a un grado de significación del 15%, mientras el resto presentan valores de su p valor asintótico muy superiores. Es destacable asimismo de este modelo el elevado grado de ajuste, medido por su R<sup>2</sup> (86,07%) y por su R<sup>2</sup> corregido (82,3%), mostrando como en un elevado porcentaje, los movimientos de la variable endógena vienen explicados por las variables exógenas.

Como aspectos negativos a tener en cuenta respecto a este modelo debe tenerse en cuenta como la existencia de un gran número de variables no significativas hace poco operativo el modelo de cara a la obtención de resultados y a la realización de predicciones. Por esta razón se decide avanzar mediante la presentación de modelos predictivos más ajustados en aquellas variables con mayor grado de significación. Se presentarán para ello cinco modelos adicionales, ajustados por aquellas variables más significativas y más operativos para la realización de las predicciones futuras.

El modelo cuyos resultados se presentan en la Tabla 3.2.1.b, denominado Modelo A, está formado únicamente por aquellas variables que resultaron significativas a un nivel del 5% en el Modelo General. Todas las variables de este nuevo modelo mantienen alta significatividad presentando valores p asintóticos muy inferiores a 0,05. En cuanto al grado de ajuste del nuevo modelo, éste mantiene un  $R^2$  elevado, aunque algo inferior al del Modelo General. Este hecho es explicado debido a que aunque muchas variables del primer modelo presentado no resultaron significativas, algunas de ellas poseerán cierto poder de predicción que hará aumentar el grado de ajuste del modelo. Sin embargo, este escaso incremento en el indicador no justifica la escasa operatividad que implica la inclusión de una serie de variables no significativas a la hora de realizar predicciones y obtener conclusiones válidas. El  $R^2$  se mantiene por su parte en niveles elevados y el valor p (F) del modelo permite asegurar la significatividad de forma conjunta de las variables.

Tabla 3.2.1.b: Modelo A España

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS		
<hr/>			
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,021508400	2,0380	0,0477 *
d_Prima de riesgo	-0,000487712	-2,3550	0,2320 *
d Euribor-OIS	-0,283595000	-2,6790	0,0104 *
d_Repo BdE - repo FBE	0,779221000	12,3900	8,72E-16 *
Facilidad marginal de crédito	-0,009413660	-3,4820	0,0012 *
<hr/>			
Valor p (F)	2,23E-16		
$R^2$	0,83685		
$R^2$ Corregido	0,82168		

Como paso siguiente en la búsqueda de modelos de alta precisión, se decide incorporar al modelo anterior una de las variables que, aún no siendo significativas en el Modelo General, sí presentaba significatividad a un nivel del 15%. Se añade de este modo la variable BAS OIS, que sigue mostrando significatividad al 15% y aumenta el ajuste del modelo hasta conseguir un  $R^2$  corregido igual al 82,7973%, superior al del Modelo General y al del Modelo A. Sin embargo el incremento tan escaso en el  $R^2$  corregido del modelo deriva de la inclusión de una variable que resulta no significativa en el mismo, lo que podría derivar en una pérdida de precisión del modelo.

Los resultados de este nuevo modelo, denominado Modelo B, se presentan en la Tabla 3.2.1.c, donde se observa como todas aquellas variables que resultaron significativas en el Modelo General siguen mostrando significatividad al 5%. El valor p (F) de este nuevo modelo sigue siendo muy cercano a cero lo que permite afirmar la significación conjunta de las variables del modelo.

Tabla 3.2.1.c: Modelo B España

Periodo de análisis:	2009-2012	Estadístico t	Valor p	
Número de observaciones:	48			
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS			
	Coeficiente			
Constante	0,062788600	2,2630	0,0288	*
d_Prima de riesgo	-0,000495452	-2,4350	0,0192	*
d Euribor-OIS	-0,283263000	-2,7250	0,0093	*
d_Repo BdE - repo FBE	0,773703000	12,5100	9,37E-16	*
Facilidad marginal de crédito	-0,009912060	-3,7070	0,0006	*
BAS OIS	-2,017490000	-1,6040	0,1161	
Valor p (F)	5,20E-16			
R <sup>2</sup>	0,84627			
R <sup>2</sup> Corregido	0,82797			

Siguiendo con el proceso de elaboración de modelos de predicción, se opta nuevamente por incrementar el número de variables presentadas en el Modelo General, esta vez añadiendo las dos variables que presentaban significación al 15%. Se incorporan de este modo la variable BAS OIS y d\_facilidad marginal de depósito, dando lugar a un modelo denominado como Modelo C, y cuyos resultados pueden observarse en la Tabla 3.2.1.d<sup>66</sup>. En dicha tabla se observa como las cuatro variables comunes al Modelo A siguen mostrando significatividad al 5%, mientras que las variables BAS OIS y d\_facilidad marginal se mantienen no significativas a ese nivel. El porcentaje del movimiento de la variable endógena debido a movimientos en las variables explicativas mejora ligeramente obteniéndose un valor del R<sup>2</sup> corregido superior al 83%. Este ligero incremento sin embargo deriva de la inclusión de variables poco significativas y que podrían influir en la precisión del modelo a la hora de realizar predicciones.

<sup>66</sup> Se ha descartado la generación de un nuevo modelo mediante la inclusión aislada de la variable d\_diferencial marginal de depósito por presentar resultados de inferior calidad a los del Modelo A.

Tabla 3.2.1.d: Modelo C España

Periodo de análisis:	2009-2012			
Número de observaciones:	48			
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS			
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p	
Constante	0,061255600	2,2230	0,0318	*
d_Prima de riesgo	-0,000500141	-2,4760	0,0175	*
d Euribor-OIS	-0,294404000	-2,8430	0,0069	*
d_Repo BdE - repo FBE	0,789787000	12,6100	1,08E-15	*
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000114284	-1,2800	0,2076	
Facilidad marginal de crédito	-0,009650740	-3,6260	0,0008	*
BAS OIS	-1,977020000	-1,5840	0,1210	
Valor p (F)	1,70E-15			
R <sup>2</sup>	0,85218			
R <sup>2</sup> Corregido	0,83055			

Una vez presentados los anteriores tres modelos con resultados de ajuste positivos, se decide valorar la posibilidad de incorporar retardos en las variables. Esta tentativa buscará, mediante la incorporación de variables retardadas, lograr un incremento en el poder explicativo de las variables exógenas y en el poder de predicción del modelo. En la Tabla 3.2.1.e se pueden consultar los resultados del Modelo E aplicando retardos sobre todas sus variables. Se observa como una de las variables retardadas, d\_Euribor-OIS, resulta significativa a un nivel del 5%, mientras otra, d\_prima de riesgo, sería significativa a un nivel del 10%. El R<sup>2</sup> del modelo supera el 90%, explicado este aumento por el incremento en el número de variables utilizadas. El R<sup>2</sup> corregido del modelo mejorará sustancialmente frente a los modelos anteriores y superará el 86%.

Tabla 3.2.1.e: Modelo C España aplicando retardos en todas sus variables

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,025229300	0,9006	0,3740
d_Prima de riesgo	-0,000276695	-1,4210	0,1641
d_Prima de riesgo -1	0,000420699	1,7710	0,0852
d_Euribor-OIS	-0,348240000	-3,4430	0,0015 *
d_Euribor-OIS -1	0,190281000	2,1610	0,0376 *
d_Repo BdE - repo FBE	0,805661000	10,2200	4,76E-12 *
d_Repo BdE - repo FBE -1	-0,002736930	-0,0439	0,9653
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000184681	-2,0270	0,0503
d_Facilidad marginal de depósito -1	-0,000013005	-0,1595	0,8742
Facilidad marginal de crédito	-0,006346200	-2,5080	0,0169 *
Facilidad marginal de crédito -1	0,002708440	0,9616	0,3429
BAS OIS	0,237520000	0,1629	0,8715
BAS OIS -1	-0,980277000	-0,9057	0,3713
Valor p (F)	5,62E-14		
R <sup>2</sup>	0,90012		
R <sup>2</sup> Corregido	0,86588		

Una vez observada que la posibilidad de incorporar retardos podría incrementar la calidad de los modelos, se inicia un proceso de generación de modelos con inclusión de variables retardadas buscando aquellos que presenten mejor ajuste y sigan resultando operativos para la realización de predicciones futuras. Se presentan a continuación los dos modelos que presentaron un mejor comportamiento incorporando retardos en algunas de sus variables.

El primer modelo presentado de esta tipología, denominado Modelo D, prescindirá de la variable BAS OIS e incorporará la variable retardada d\_Euribor-OIS. Se conseguirá mediante esta modificación un modelo con un nivel de R<sup>2</sup> corregido superior al 86,5%, y en el que salvo la variable d\_facilidad de depósito (valor p asintótico igual a 0,0678), todas sus variables resultarán significativas a un nivel del 5%. Respecto al valor p (F) sigue mostrando valores cercanos a cero lo que permite rechazar la hipótesis de no significatividad del conjunto de variables. Los resultados de este modelo pueden ser consultados en la Tabal 3.2.1.f que se expone a continuación.

Tabla 3.2.1.f: Modelo D España

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,212778000	2,3160	0,0256 *
d_Príma de riesgo	-0,000437410	-2,4210	0,0200 *
d Euribor-OIS	-0,348758000	-3,7320	0,0006 *
d Euribor-OIS -1	0,220640000	3,7030	0,0006 *
d_Repo BdE - repo FBE	0,834617000	14,7100	5,99E-18 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000150187	-1,8760	0,0678
Facilidad marginal de crédito	-0,007548380	-3,1500	0,0030 *
Valor p (F)	1,66E-17		
R <sup>2</sup>	0,88246		
R <sup>2</sup> Corregido	0,86525		

Como último paso en la generación de modelos para la economía española, se presenta el Modelo E, en el que nuevamente se prescinde de la variable BAS OIS, y en el que se incorporan retardos además de sobre d\_Euribor-OIS, sobre d\_príma de riesgo. Los resultados de este modelo, expuestos en Tabla 3.2.1.g, muestran como salvo la variable d\_príma, todas las variables resultan significativas al nivel del 5%, con un poder explicativo del movimiento de la endógena medido por su R<sup>2</sup> corregido superior al 87,5%. El valor p (F) siguen siendo muy cercano a cero lo que permite aceptar la significación del modelo presentado.

Tabla 3.2.1.g: Modelo E España

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo BdE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,015826400	1,7210	0,0930
d_Príma de riesgo	-0,000316835	-1,7340	0,0906
d_Príma de riesgo -1	0,000445059	2,1070	0,0414 *
d_Euribor-OIS	-0,320439000	-3,5300	0,0011 *
d_Euribor-OIS -1	0,204617000	3,5440	0,0010 *
d_Repo BdE - repo FBE	0,765204000	12,0100	7,53E-15 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000162649	-2,1090	0,0412 *
Facilidad marginal de crédito	-0,006491490	-2,7560	0,0088 *
Valor p (F)	1,57E-17		
R <sup>2</sup>	0,89420		
R <sup>2</sup> Corregido	0,87569		

Antes de proceder a validar en el siguiente capítulo todos los modelos aquí expuestos, se muestran los resultados de los estadísticos de evaluación de la predicción de los cinco modelos aplicados sobre el periodo de generación del modelo 2009-12. Estos resultados mostrarán mediante el error cuadrático medio y el error absoluto medio, qué modelos han ajustado mejor sus predicciones durante el periodo de generación. Los resultados de estos estadísticos pueden consultarse en la Tabla 3.2.1.h

Tabla 3.1.2.h: Estadísticos de evaluación de ajuste 2009-12

	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Modelo A	0,0032831	0,043181
Modelo B	0,0030936	0,042846
Modelo C	0,0029746	0,042604
Modelo D	0,0023655	0,034439
Modelo E	0,0021291	0,034512

El elevado grado de ajuste de todos los modelos para el periodo de generación se muestra de forma gráfica a continuación. En la Figura 3.2.1.a se observa gráficamente la evolución de la predicción del Modelo A durante el periodo de generación del modelo, frente al valor real de la variable d\_repo BdE-OIS. Se observan en este modelo dos puntos atípicos en la estimación para un intervalo de confianza del 95%, febrero y junio de 2009, y cuyos motivos se explicarán en las conclusiones de este capítulo. Estos dos puntos son también

observados en el Modelo B (Figura 3.2.1.b), Modelo C (Figura 3.2.1.c) y en el primero de los modelos con retardos, el Modelo D (Figura 3.2.1.d). El Modelo E, expuesto gráficamente mediante la Figura 3.2.1.e, mostrará únicamente un punto, febrero de 2009, donde la estimación del diferencial no se ajustó al dato real.

Figura 3.2.1.a: Ajuste del Modelo A España

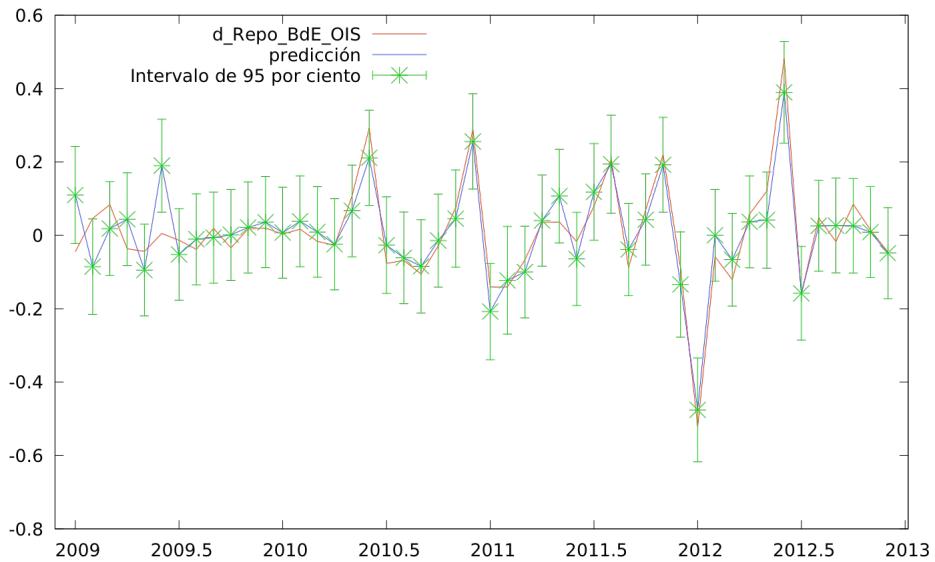


Figura 3.2.1.b: Ajuste del Modelo B España

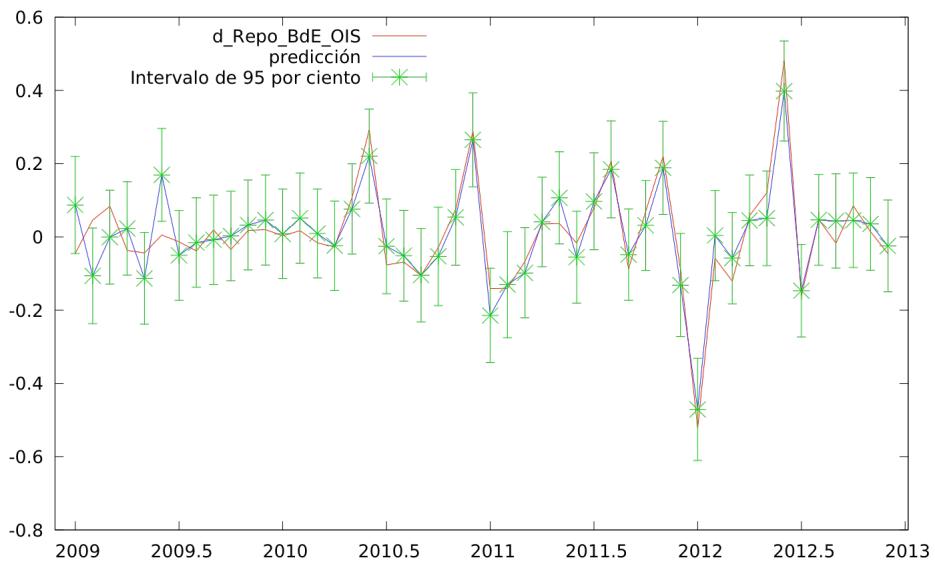


Figura 3.2.1.c: Ajuste del Modelo C España

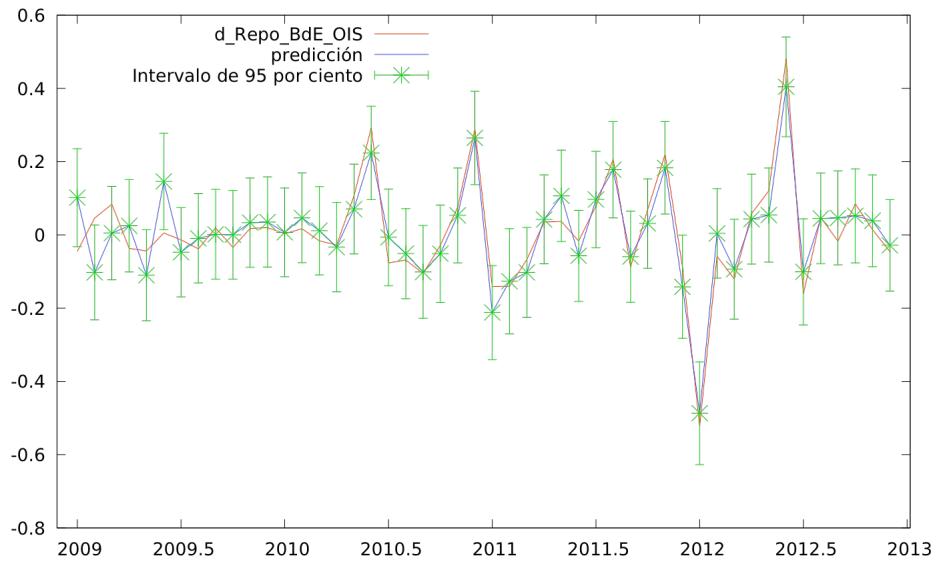


Figura 3.2.1.d: Ajuste del Modelo D España

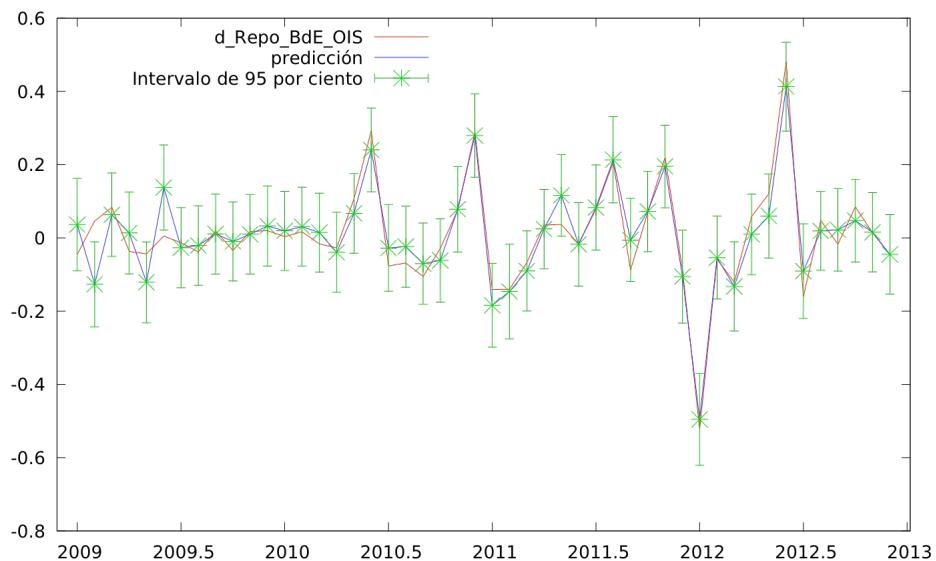
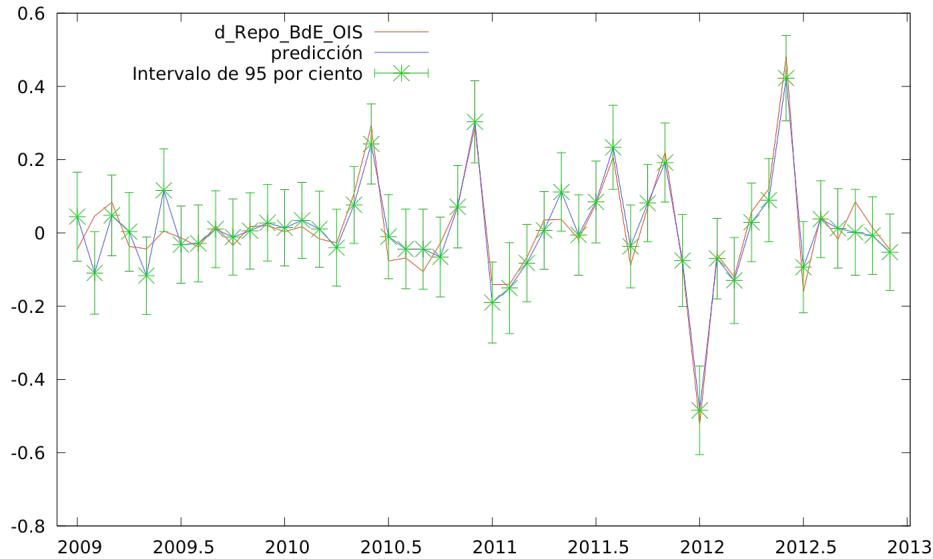


Figura 3.2.1.e: Ajuste del Modelo E España



Una vez presentados los cinco modelos considerados más representativos para intentar predecir la evolución del diferencial repo-OIS en España se procederá en el siguiente a la validación de los mismos como paso previo a la realización de predicciones.

### 3.2.2 Validación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en España

Se procede en el presente capítulo a la validación de los modelos econométricos sobre la economía española expuestos en el Capítulo 3.2.1. Se trata éste de un paso fundamental antes de proceder a la realización de predicciones, ya que debe validarse que tanto modelos como residuos generados presentan unas características determinadas que permiten dar validez a los estadísticos de ajuste presentados en el capítulo anterior.

Como primer paso, y previo a la realización de contrastes sobre la especificación del modelo y sus residuos, se deberá descartar cualquier problema de multicolinealidad entre las variables exógenas de estudio. Asimismo, la especificación lineal que se ha propuesto para todos los modelos de predicción presentados deberá ser analizada y contrastada, asegurando que la forma de funcional de tipo lineal es correcta. Una vez se hayan definido correctamente estas dos condiciones, se procederá al análisis de los residuos generados, que deberán seguir un proceso no heterocedástico y no autocorrelado. Además será recomendable, aunque no estrictamente necesario, que éstos sigan una distribución de tipo

Normal.

Para descartar cualquier problema de multicolinealidad entre variables, se procede a la obtención de la matriz de correlaciones entre las variables de los modelos propuestos. Puesto que la generación de modelos ha seguido un proceso iterativo en el que en cada nuevo modelo presentado se incluyen variables nuevas, se presenta una matriz de correlaciones única en la que figuran todas las variables de los cinco modelos de predicción del diferencial repo-OIS para la economía española. En la Tabla 3.2.2.a se muestra la matriz de correlaciones entre todas las variables que han intervenido en alguno de los modelos presentados. En ella puede observarse como el valor de correlación más elevado lo presenta el par de variables d\_repo Bde-OIS y d\_Euribor-OIS, con un valor de 0,6717. Este nivel en el valor no puede considerarse como origen de problemas de multicolinealidad, mientras el resto de coeficientes de correlación entre las variables solo supera en un caso el valor de 0,50, permitiendo concluir la inexistencia de una elevada correlación entre las variables.

Tabla 3.2.2.a: Matriz de correlaciones sobre las variables presentadas en los modelos de predicción de la economía española

	d_Euribor-OIS	d_Repo BdE-FBE	d_Prima	Fac. crédito
d_Euribor-OIS	1	0,6717	0,1294	0,0121
d_Repo BdE-FBE	0,6717	1	0,2429	0,0104
d_Prima	0,1294	0,2429	1	-0,1086
Fac. crédito	0,0121	0,0104	-0,1086	1
BAS OIS	-0,0531	-0,0815	-0,0299	-0,1147
d_Fac. depósito	0,0715	0,1956	0,0253	0,0766
d_Euribor-OIS-1	0,0279	-0,1186	-0,0961	-0,1612
d_Prima-1	0,2672	0,5058	-0,1155	-0,1544
<hr/>				
	BAS OIS	d_Fac. depósito	d_Euribor-OIS-1	d_Prima-1
d_Euribor-OIS	-0,0531	0,0715	0,0279	0,2672
d_Repo BdE-FBE	-0,0815	0,1956	-0,1186	0,5058
d_Prima	-0,0299	0,0253	-0,0961	-0,1155
Fac. crédito	-0,1147	0,0766	-0,1612	-0,1544
BAS OIS	1	0,0002	-0,3293	-0,0023
d_Fac. depósito	0,0002	1	0,0570	0,1704
d_Euribor-OIS-1	-0,3293	0,0570	1	0,0815
d_Prima-1	-0,0023	0,1704	0,0815	1

Se procede entonces a contrastar si la especificación funcional de tipo lineal presentada en todos los modelos de predicción del Capítulo 3.2.1 fue correcta. Se lleva a cabo para ello el contraste Reset de Ramsey (1969), cuyos resultados para los cinco modelos puede consultarse en la Tabla 3.2.2.b.

Tabla 3.2.2.b: Resultados de contraste Reset de Ramsey para los modelos de predicción de la economía española

	F	Valor p	Resultado
Modelo A	0,136023	0,714	Especificación lineal correcta
Modelo B	0,321127	0,574	Especificación lineal correcta
Modelo C	0,589282	0,447	Especificación lineal correcta
Modelo D	0,600155	0,443	Especificación lineal correcta
Modelo E	0,124040	0,727	Especificación lineal correcta

Los resultados del test Reset de Ramsey aplicados a los modelos del caso español muestran un valor p asintótico superior en todos los casos al nivel de significación del 5%. Estos resultados permiten no rechazar la hipótesis nula de especificación lineal correcta del modelo, lo que permite afirmar que la forma funcional de todos los modelos presentados está correctamente definida como de tipo lineal.

Una vez definida como correcta la especificación funcional lineal de los modelos, se procede a analizar los residuos generados. Los resultados de este análisis permitirán dar validez o no a los modelos presentados. Se analiza en primer lugar si los residuos generados de todos los modelos siguen una distribución de tipo Normal. La Normalidad en los residuos es deseable, aunque su ausencia no invalida los resultados de los modelos. Se contrasta la Normalidad de los residuos de cada modelo mediante el contraste desarrollado por Jarque y Bera (1980), cuya hipótesis nula asumirá una distribución Normal en los residuos generados. Los resultados de este contraste para los cinco modelos analizados son mostrados en la Tabla 3.2.2.c, donde se muestra el valor que toma el estadístico del contraste así como su valor p asintótico

Tabla 3.2.2.c: Resultados del contraste de Jarque-Bera sobre los residuos de los modelos de predicción de la economía española

	JB	Valor p	
Modelo A	8,96633	0,01130	No Normalidad
Modelo B	2,80223	0,24632	Normalidad
Modelo C	1,80416	0,40573	Normalidad
Modelo D	13,0109	0,00150	No Normalidad
Modelo E	6,30398	0,04277	No Normalidad

Se observa como únicamente en los Modelos B y C, con un valor p asintótico superior al 5% de nivel de significación, se puede no rechazar la hipótesis nula de Normalidad, por lo que se acepta que los residuos de estos dos modelos siguen una distribución de tipo Normal. Los Modelos A, D y E presentan un valor p asintótico del contraste de Jarque-Bera inferior al 5%, lo que permite rechazar la hipótesis nula de que los residuos generados

sigan una distribución de tipo Normal. Aunque deseable para la estructura de residuos generados, la Normalidad no es condición sine qua non para que la estructura de los residuos y los resultados generados sean considerados como válidos.

Se procede a analizar si los residuos siguen un proceso de tipo ARCH o de heterocedasticidad condicional, donde la hipótesis nula a contrastar será la existencia de homocedasticidad en los residuos. La Tabla 3.2.2.d muestra los resultados del contraste ARCH de orden 2 para todos los modelos presentados, tanto en términos del estadístico del contraste como de su valor p asintótico. Los resultados del contraste sobre los residuos generados de todos los modelos presentan un valor p asintótico muy superior al nivel de significación del 5%, lo que permite no rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad. Se rechaza de este modo que los residuos siguieran un proceso heterocedástico lo que hubiera invalidado los resultados de los modelos presentados.

Tabla 3.2.2.d: Resultados del contraste ARCH de heterocedasticidad condicional sobre los residuos de los modelos de predicción de la economía española

	LM	Valor p	Resultado
Modelo A	0,567898	0,75281	No hay efecto ARCH
Modelo B	1,613850	0,44623	No hay efecto ARCH
Modelo C	2,544100	0,28026	No hay efecto ARCH
Modelo D	0,120449	0,94155	No hay efecto ARCH
Modelo E	0,596071	0,74228	No hay efecto ARCH

Adicionalmente, se realiza el contraste de White (1980) para corroborar la no existencia de heterocedasticidad en los modelos presentados. Los resultados de este contraste pueden consultarse en la Tabla 3.2.2.e donde se muestra el valor del estadístico y del valor p del contraste. En todos los casos no se rechazará la hipótesis nula de homocedasticidad.

Tabla 3.2.2.e: Resultados del contraste de White sobre los modelos de predicción de la economía española

	TR <sup>2</sup>	Valor p	Resultado
Modelo A	15,228015	0,36275	Homocedasticidad
Modelo B	21,879386	0,34709	Homocedasticidad
Modelo C	38,240471	0,07414	Homocedasticidad
Modelo D	36,924619	0,09648	Homocedasticidad
Modelo E	43,831498	0,14545	Homocedasticidad

Finalmente, y para terminar los procesos de validación de los residuos de los modelos, se analizará si estos siguen un proceso de tipo autorregresivo, tomando apoyo en dos tipos de contrastes. Por un lado se utilizará el estadístico de Durbin y Watson (1950, 1951) que no siempre determinará un resultado específico pudiendo ofrecer un resultado de indeterminación. Debido a esto, y con ánimo de mejorar el análisis, se procederá igualmente a realizar el contraste desarrollado por Breusch (1978) y Godfrey (1978a, 1978b), que determinará o no si los residuos siguen un camino de tipo autorregresivo.

La Tabla 3.2.2.f muestra los valores del estadístico de Durbin-Watson para cada modelo de estudio. Estos valores habrá que considerarlos teniendo en cuenta las tablas de valores críticos de Durbin-Watson, que variarán según el tamaño de la muestra y el número de regresores. Los valores críticos del estadístico de Durbin-Watson para un tamaño muestral de 48 observaciones, y para un número de regresores que va desde 4 hasta 7, pueden consultarse en la Tabla 2.2.1.a. Los resultados de este contraste resultan indeterminados para todos los modelos estudiados del caso español, encontrándose el valor de estadístico de Durbin-Watson dentro de las bandas de valores críticos que no permiten definir el resultado del contraste.

Tabla 3.2.2.f: Valores del estadístico de Durbin-Watson para los modelos de predicción de la economía española

	DW	Resultado
Modelo A	2,30520	Indeterminación AR
Modelo B	2,28169	Indeterminación AR
Modelo C	2,33970	Indeterminación AR
Modelo D	2,40365	Indeterminación AR
Modelo E	2,41817	Indeterminación AR

Ante la no definición de este contraste, se procede a ejecutar el contraste de Breusch-Godfrey para determinar si los residuos de los modelos siguen un proceso de tipo autorregresivo. Se toman para ello dos retardos a la hora de elaborar el contraste, cuya hipótesis nula será la no existencia de un proceso autorregresivo en los residuos. La Tabla 3.2.2.g muestra los resultados de este contraste para los cinco modelos presentados. En todos ellos el valor  $p$  asintótico del contraste resulta mayor que el nivel de significación, lo que permite no rechazar la hipótesis nula y aceptar que ninguno de los residuos generados por los modelos estudiados sigue un proceso de tipo autorregresivo.

Tabla 3.2.2.g: Resultados del contraste de Breusch-Godfrey con dos retardos sobre los residuos de los modelos predictivos de la economía española

	TR <sup>2</sup>	Valor p	Resultado
Modelo A	2,63446	0,268	No proceso AR
Modelo B	2,10530	0,349	No proceso AR
Modelo C	3,51425	0,173	No proceso AR
Modelo D	2,90082	0,234	No proceso AR
Modelo E	3,39785	0,183	No proceso AR

Se ha demostrado durante el presente capítulo y para todos los modelos presentados la no presencia de problemas de multicolinealidad entre las variables intervenientes en los modelos presentados. Igualmente se ha demostrado lo acertado de haber asumido una especificación funcional de tipo lineal en todos los modelos pudiéndose afirmar en todos los casos que la relación lineal entre las variables es correcta. Respecto a los residuos generados, estos se comportarán siguiendo una distribución de tipo Normal en los Modelos B y C, mientras los Modelos A, D y E generarán residuos con distribución de tipo no Normal. Este hecho sin embargo y como se ha hecho notar anteriormente, no será requisito determinante a la hora de dar validez a los resultados de los modelos. Se ha demostrado de igual modo que los residuos de todos los modelos siguen procesos de tipo no autorregresivo y homocedástico, permitiendo obtener conclusiones sobre el ajuste de los mismos más allá de si las variables toman uno u otro signo.

### 3.2.3. Contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en España

Una vez validados los modelos de predicción del diferencial repo-OIS en España, y contrastada su validez operativa, se procede en el presente capítulo al análisis de la capacidad predictiva de los mismos. Se procederá en primero lugar a contrastar la capacidad predictiva de los cinco modelos presentados, observando como se ha comportado cada uno de ellos durante el año 2013 no incluido en la generación del modelo. Se observará durante ese año de chequeo como se han ajustado los valores estimados frente a los valores reales que tomó efectivamente la variable de estudio en ese ejercicio. Para ello se asumirá un intervalo de confianza del 95% en la estimación de los valores de predicción lo que permitirá concluir en qué grado las predicciones serán correctas o no. Igualmente se mostrarán los estadísticos de predicción para ese año, lo que permitirá conocer qué modelo presentó un mejor comportamiento en sus estimaciones.

Finalmente y buscando obtener la máxima información, se ha querido contrastar la capacidad predictiva los modelos sobre España sobre datos de esa economía para el ejercicio 2008. Las predicciones durante ese año que resultó especialmente convulso en los mercados financieros tratarán de validar el poder predictivo de los modelos ante escenarios de elevada incertidumbre financiera. De este modo se comprueba la fiabilidad de los modelos en un escenario de elevada volatilidad en los mercados, tratando de localizar posibles puntos de error en las estimaciones.

### Modelo A España

Se procede a realizar las predicciones sobre el diferencial repo BdE-OIS para el año 2013 mediante el Modelo A de la economía española. Se contrasta para ello los valores reales tomados por la variable durante ese año, frente a los valores estimados propuestos por el modelo. Los valores de predicción aunque toman un valor concreto, serán propuestos de forma adicional en forma de intervalo de estimación<sup>67</sup>. De este modo será posible observar si los valores reales que tomó la variable de estudio durante el ejercicio 2013 estuvieron incluidos dentro de los rangos de estimación propuestos por el modelo.

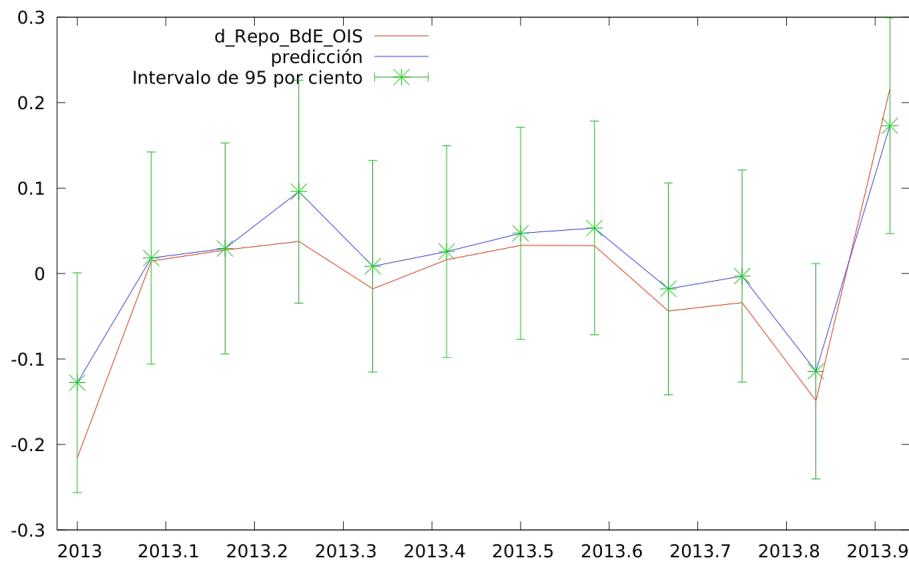
En la Tabla 3.2.3.a se muestra la predicción realizada por el Modelo A para 2013. En ella aparece tanto el valor real que tomó la variable durante ese año como la predicción realizada, en términos de valor y de intervalo de confianza. Puede observarse como, para todos los meses de 2013, el modelo predice correctamente la evolución del diferencial repo BdE – OIS. Este ajuste se muestra gráficamente en la Figura 3.2.3.a, donde se puede observar como los valores reales de la variable, entran en todos los casos dentro del rango de predicción con un intervalo de confianza del 95%.

Tabla 3.2.3.a: Valores de predicción del Modelo A España sobre 2013

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,215576	-0,127760	-0,256307 - 0,000874
febrero-13	0,014584	0,018162	-0,105985 - 0,142310
marzo-13	0,027625	0,029319	-0,094365 - 0,153002
abril-13	0,037557	0,095942	-0,034426 - 0,226311
mayo-13	-0,017948	0,008504	-0,115429 - 0,132436
junio-13	0,016116	0,025712	-0,098108 - 0,149532
julio-13	0,032910	0,047048	-0,076924 - 0,171019
agosto-13	0,032565	0,053232	-0,071720 - 0,178185
septiembre-13	-0,043810	-0,017870	-0,142008 - 0,106267
octubre-13	-0,034038	-0,002982	-0,127194 - 0,121231
noviembre-13	-0,148914	-0,114384	-0,240416 - 0,011647
diciembre-13	0,215937	0,172993	0,046608 - 0,299378

<sup>67</sup> Se asumirá para todas las estimaciones un intervalo de confianza al 95%.

Figura 3.2.3.a: Valores de predicción del Modelo A España sobre 2013



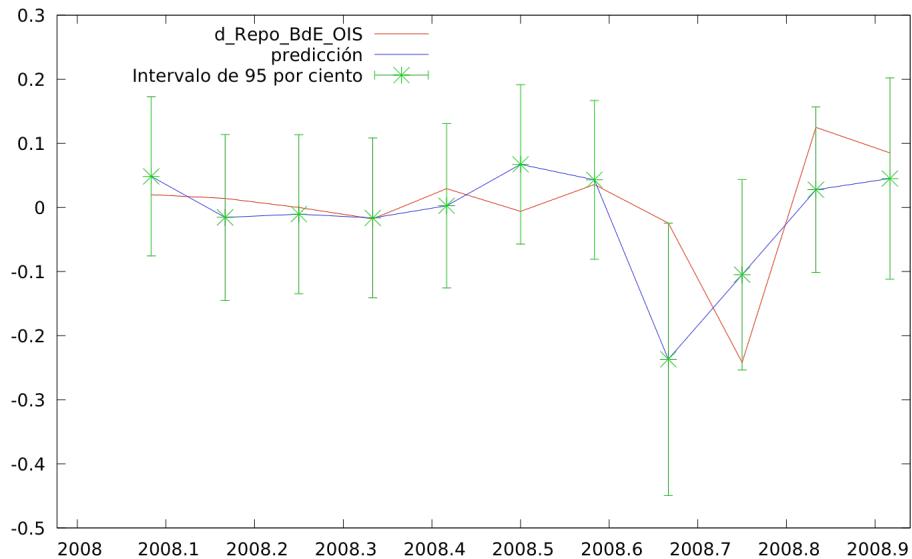
Tanto en la Tabla 3.2.1.a como en la Figura 3.2.1.a puede observarse como, para un intervalo de confianza del 95%, todos los valores predichos para el ejercicio 2013 fueron correctamente estimados. Los valores reales de la variable de estudio durante ese año se incluyeron en todos los casos dentro de las bandas de predicción, permitiendo calificar la capacidad predictiva del Modelo A como muy elevada y no presentando ningún punto de error en sus estimaciones.

Se realiza para el ejercicio 2008 un proceso de predicción similar al ejecutado para 2013. Los valores de estimación para ese ejercicio obtenidos mediante el Modelo A, tanto en valor concreto como de intervalo de predicción, así como el valor real que tomó la variable pueden consultarse en la Tabla 3.2.1.b. Puede analizarse asimismo el grado de ajuste de la predicción de forma gráfica mediante la Figura 3.2.1.b. Aunque la estimación del dato de septiembre crea cierta tensión en la estimación del modelo, puede concluirse que el Modelo A predice correctamente todos los valores de ese año, incluido el de septiembre, y que logra integrar en sus intervalos de estimación todos los valores reales de aquel año.

Tabla 3.2.3.b: Valores de predicción del Modelo A España sobre 2008

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	0,020026	0,048430	-0,075625 - 0,172485
marzo-08	0,014034	-0,015600	-0,145101 - 0,113900
abril-08	-0,000037	-0,010402	-0,134520 - 0,113715
mayo-08	-0,017818	-0,016334	-0,141228 - 0,108559
junio-08	0,029298	0,002657	-0,125777 - 0,131090
julio-08	-0,006026	0,067247	-0,057096 - 0,191589
agosto-08	0,035859	0,042976	-0,080987 - 0,166940
septiembre-08	-0,024517	-0,236868	-0,449449 - -0,024287
octubre-08	-0,241885	-0,104908	-0,253249 - 0,043433
noviembre-08	0,124872	0,027672	-0,101376 - 0,156720
diciembre-08	0,085245	0,045165	-0,112012 - 0,202343

Figura 3.2.3.b: Valores de predicción del Modelo A España sobre 2008



## Modelo B España

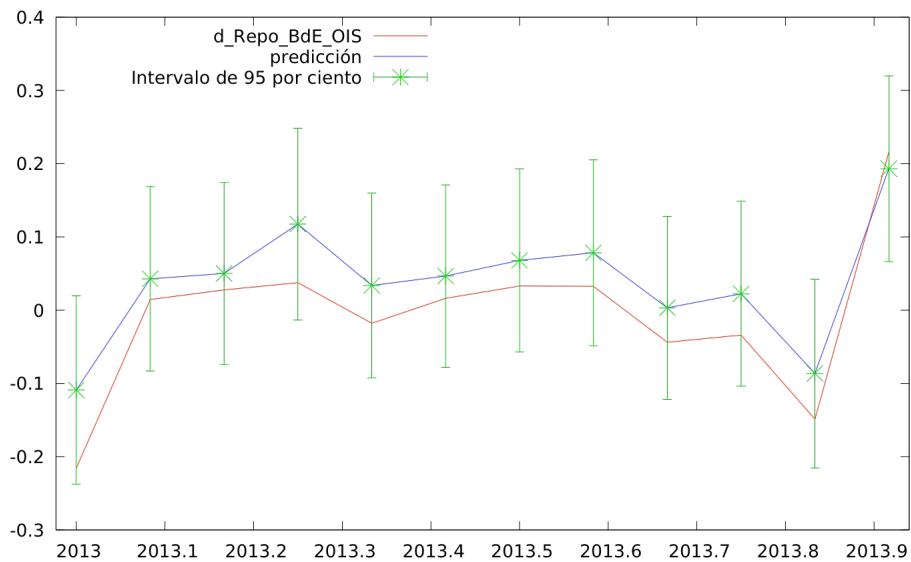
Se procede a continuación a realizar las predicciones sobre el ejercicio 2013 y 2008 mediante el Modelo B de la economía española. La Tabla 3.2.3.c muestra el resultado de las estimaciones de este modelo para 2013, así como del valor real que tomó la variable durante ese ejercicio. Puede observarse como, dado un intervalo del confianza del 95%, todas las estimaciones realizadas por el modelo son correctas, no produciéndose ningún error de estimación en el mismo durante ese ejercicio. Estos resultados se exponen de

forma gráfica en la Figura 3.2.3.c, donde se puede observar como todos los valores efectivos de la variable se incluyen dentro de los rangos de estimación presentados.

Tabla 3.2.3.c: Valores de predicción del Modelo B España sobre 2013

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,215576	-0,109115	-0,237649 - 0,019420
febrero-13	0,014584	0,042815	-0,083084 - 0,168714
marzo-13	0,027625	0,050052	-0,074278 - 0,174383
abril-13	0,037557	0,117469	-0,013496 - 0,248433
mayo-13	-0,017948	0,033727	-0,092146 - 0,159600
junio-13	0,016116	0,046700	-0,077829 - 0,171230
julio-13	0,032910	0,067979	-0,056681 - 0,192638
agosto-13	0,032565	0,078408	-0,048421 - 0,205236
septiembre-13	-0,043810	0,003282	-0,121596 - 0,128159
octubre-13	-0,034038	0,022329	-0,103838 - 0,148496
noviembre-13	-0,148914	-0,086386	-0,215167 - 0,042396
diciembre-13	0,215937	0,193188	-0,066398 - 0,319979

Figura 3.2.3.c: Valores de predicción del Modelo B España sobre 2013



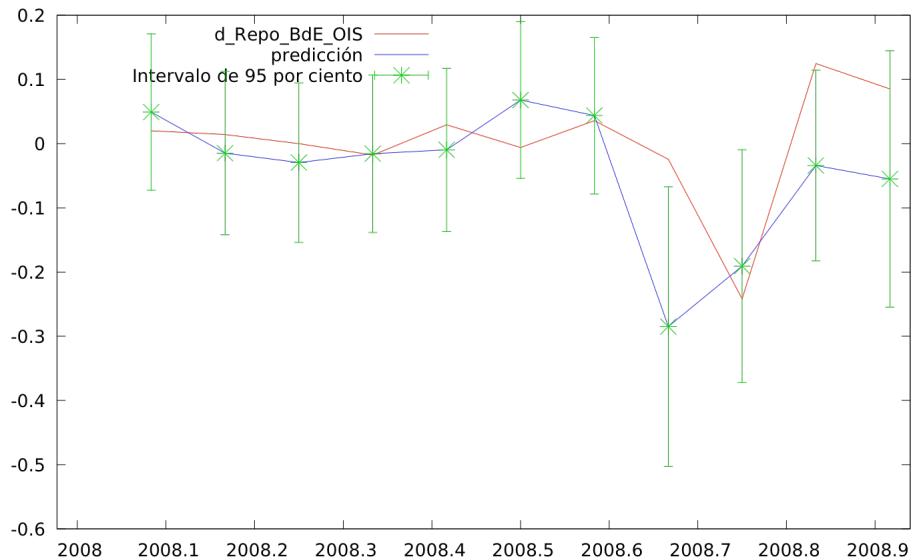
Se procede a realizar un análisis similar de predicción mediante el Modelo B de España esta vez sobre el ejercicio 2008. Pueden consultarse los resultados de este ejercicio predictivo tanto de forma numérica en la Tabla 3.2.3.d, como gráficamente en la Figura 3.2.3.d. Se observan dos puntos en los que el Modelo B no es capaz de predecir correctamente el valor que finalmente tomó la variable. Estos dos puntos se sitúan en septiembre y

noviembre de 2008, debiéndose analizar en las conclusiones de este capítulo las posibles causas que están detrás de este error en la predicción.

Tabla 3.2.3.d: Valores de predicción del Modelo B España sobre 2008

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	0,020026	0,049164	-0,072768 - 0,171097
marzo-08	0,014034	-0,014795	-0,142081 - 0,112491
abril-08	-0,000037	-0,029481	-0,153810 - 0,094848
mayo-08	-0,017818	-0,015672	-0,138428 - 0,107084
junio-08	0,029298	-0,009614	-0,136787 - 0,117559
julio-08	-0,006026	0,067913	-0,054302 - 0,190128
agosto-08	0,035859	0,043617	-0,078225 - 0,165459
septiembre-08	-0,024517	-0,284999	-0,502532 - -0,067465
octubre-08	-0,241885	-0,190806	-0,372279 - -0,009333
noviembre-08	0,124872	-0,034080	-0,182812 - 0,114653
diciembre-08	0,085245	-0,055120	-0,254567 - 0,144327

Figura 3.2.3.d: Valores de predicción del Modelo B España sobre 2008



## Modelo C España

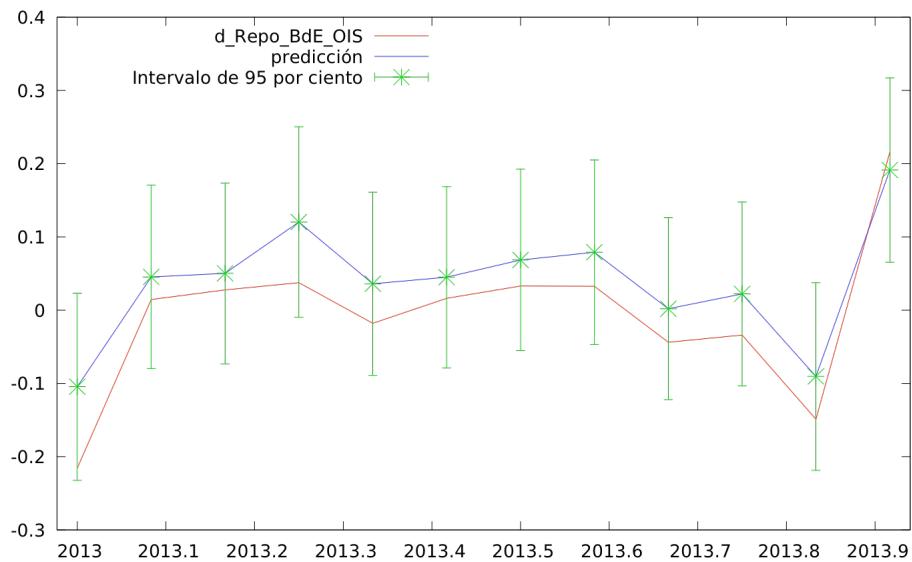
Se procede en el presente epígrafe a validar la capacidad predictiva del Modelo C sobre el diferencial repo-OIS en España. La Tabla 3.2.3.e muestra los valores de predicción para 2013, tanto en valor específico como en intervalo de confianza, así como los valores reales

que tomó la variable de estudio durante ese año. El ajuste de la predicción puede observarse también gráficamente mediante la Figura 3.2.3.e.

Tabla 3.2.3.e: Valores de predicción del Modelo C España sobre 2013

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,215576	-0,104562	-0,232424 - 0,023300
febrero-13	0,014584	0,045317	-0,079787 - 0,170422
marzo-13	0,027625	0,050308	-0,073177 - 0,173793
abril-13	0,037557	0,120367	-0,009787 - 0,250520
mayo-13	-0,017948	0,036116	-0,088957 - 0,161190
junio-13	0,016116	0,045020	-0,078691 - 0,168730
julio-13	0,032910	0,068444	-0,055369 - 0,192258
agosto-13	0,032565	0,079103	-0,046868 - 0,205073
septiembre-13	-0,043810	0,002003	-0,122041 - 0,126047
octubre-13	-0,034038	0,022246	-0,103063 - 0,147554
noviembre-13	-0,148914	-0,090576	-0,218652 - 0,037499
diciembre-13	0,215937	0,191324	0,065362 - 0,317285

Figura 3.2.3.e: Valores de predicción del Modelo C España sobre 2013

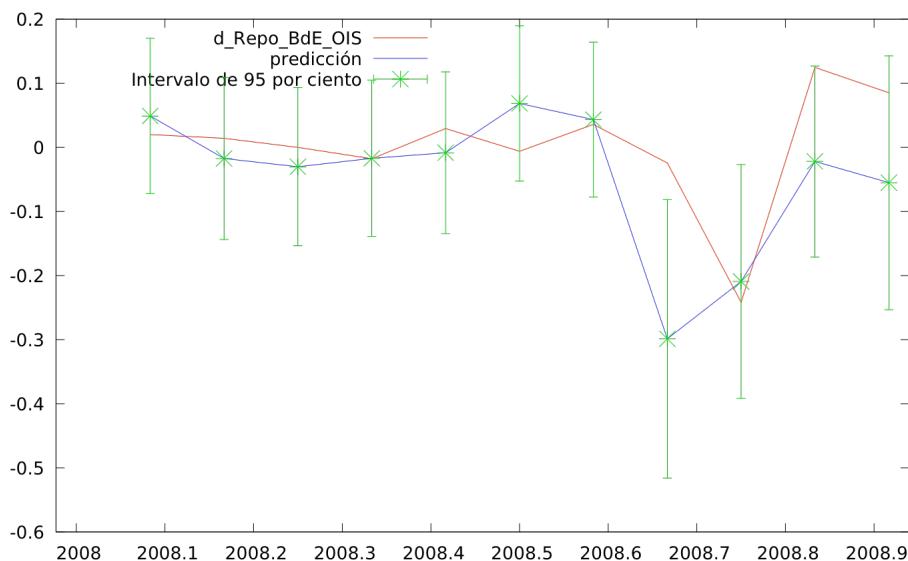


Se puede observar como el Modelo C, al igual que los modelos anteriores, es capaz de predecir correctamente los valores que tomó el diferencial repo BdE – OIS en España durante el ejercicio 2013. Se procede a realizar el mismo proceso de predicción mediante el Modelo C sobre el ejercicio 2008, cuyos resultados pueden consultarse en forma numérica mediante la Tabla 3.2.3.f, y gráficamente mediante la Figura 3.2.3.f. Nuevamente el modelo no es capaz de predecir correctamente el dato de septiembre de 2008, aunque se muestra altamente efectivo con el resto de estimaciones sobre ese año.

Tabla 3.2.3.f: Valores de predicción del Modelo C España sobre 2008

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	0,020026	0,048901	-0,072202 - 0,170004
marzo-08	0,014034	-0,017302	-0,143783 - 0,109180
abril-08	-0,000037	-0,030242	-0,153731 - 0,093247
mayo-08	-0,017818	-0,017148	-0,139092 - 0,104795
junio-08	0,029298	-0,008428	-0,134749 - 0,117893
julio-08	-0,006026	0,068560	-0,052827 - 0,189948
agosto-08	0,035859	0,043285	-0,077729 - 0,164298
septiembre-08	-0,024517	-0,298665	-0,515791 - -0,081539
octubre-08	-0,241885	-0,209253	-0,391825 - -0,026681
noviembre-08	0,124872	-0,021893	-0,170859 - 0,127072
diciembre-08	0,085245	-0,055119	-0,253209 - 0,142970

Figura 3.2.3.f: Valores de predicción del Modelo C España sobre 2008



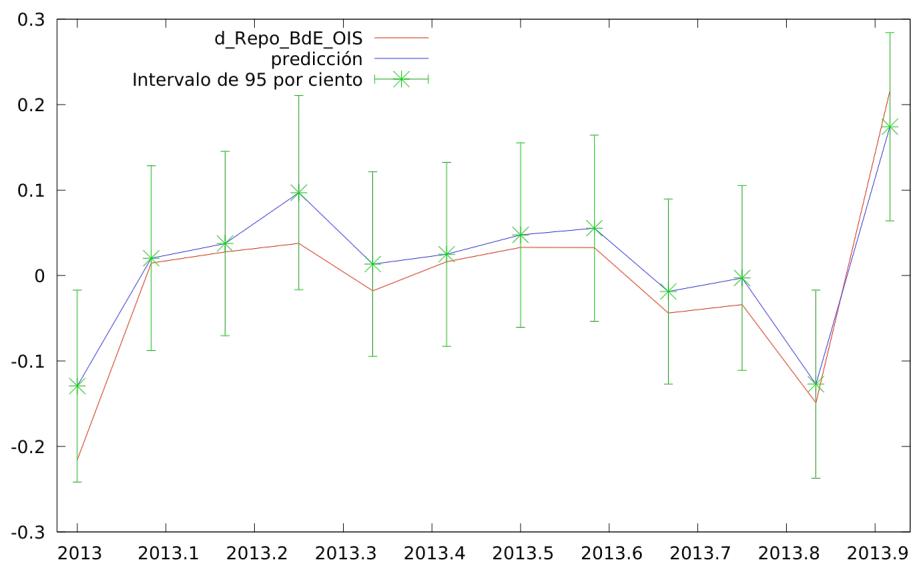
## Modelo D España

El Modelo D es el primero de los modelos que presenta una variable con retardos, hecho que lograba aumentar significativamente el valor de su  $R^2$  corregido. Se procede a realizar las estimaciones sobre el ejercicio 2013, cuyos resultados se recogen en la Tabla 3.2.3.g. Se puede observar como todos los valores de 2013 son estimados correctamente, no produciéndose errores en ningún punto de predicción de ese año. Estos resultados se pueden consultar gráficamente en la Figura 3.2.3.g.

Tabla 3.2.3.g: Valores de predicción del Modelo D España sobre 2013

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,215576	-0,129356	-0,241568 - -0,017144
febrero-13	0,014584	0,020255	-0,087898 - 0,128409
marzo-13	0,027625	0,037451	-0,070296 - 0,145199
abril-13	0,037557	0,097054	-0,016535 - 0,210643
mayo-13	-0,017948	0,013356	-0,094609 - 0,121321
junio-13	0,016116	0,024883	-0,082918 - 0,132683
julio-13	0,032910	0,047533	-0,060391 - 0,155458
agosto-13	0,032565	0,055466	-0,053320 - 0,164251
septiembre-13	-0,043810	-0,018686	-0,126755 - 0,089382
octubre-13	-0,034038	-0,002854	-0,110983 - 0,105274
noviembre-13	-0,148914	-0,127114	-0,237052 - -0,017176
diciembre-13	0,215937	0,174227	0,064180 - 0,284274

Figura 3.2.3.g: Valores de predicción del Modelo D España sobre 2013

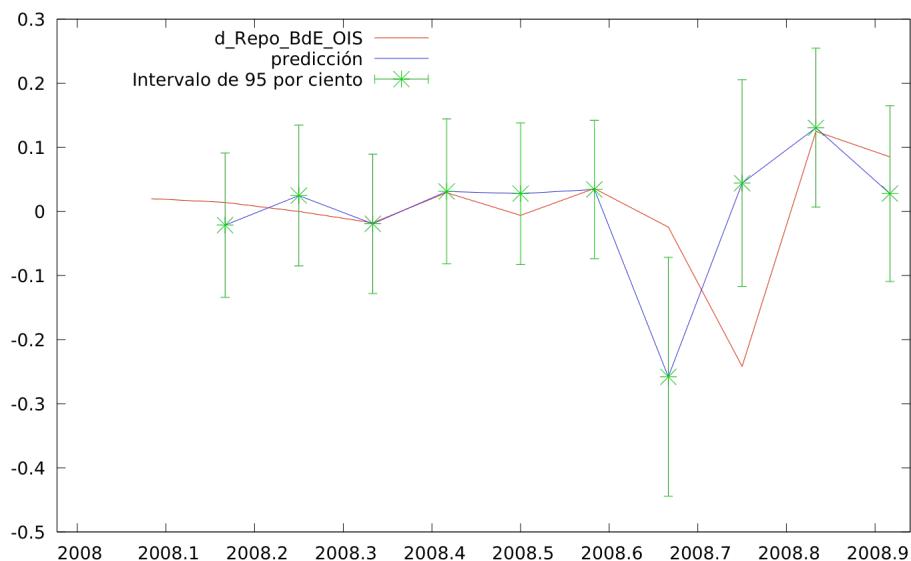


Una vez contrastado el alto poder predictivo del Modelo D sobre el ejercicio 2013, se procede a probar su capacidad de estimación sobre datos del ejercicio 2008. Los resultados se muestran en la Tabla 3.2.3.h y en la Figura 3.2.3.h, donde se puede observar la existencia de dos puntos error en la predicción: Septiembre y Octubre de 2008.

Tabla 3.2.3.h: Valores de predicción del Modelo D España sobre 2008

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	0,020026		
marzo-08	0,014034	-0,021367	-0,134165 - 0,091431
abril-08	-0,000037	0,024754	-0,085104 - 0,134612
mayo-08	-0,017818	-0,019316	-0,128059 - 0,089426
junio-08	0,029298	0,031276	-0,081545 - 0,144098
julio-08	-0,006026	0,027906	-0,082517 - 0,138329
agosto-08	0,035859	0,034407	-0,073598 - 0,142412
septiembre-08	-0,024517	-0,258047	-0,444269 - -0,071826
octubre-08	-0,241885	0,044150	-0,117284 - 0,205584
noviembre-08	0,124872	0,130574	0,006668 - 0,254480
diciembre-08	0,085245	0,027782	-0,109324 - 0,164889

Figura 3.2.3.h: Valores de predicción del Modelo D España sobre 2008



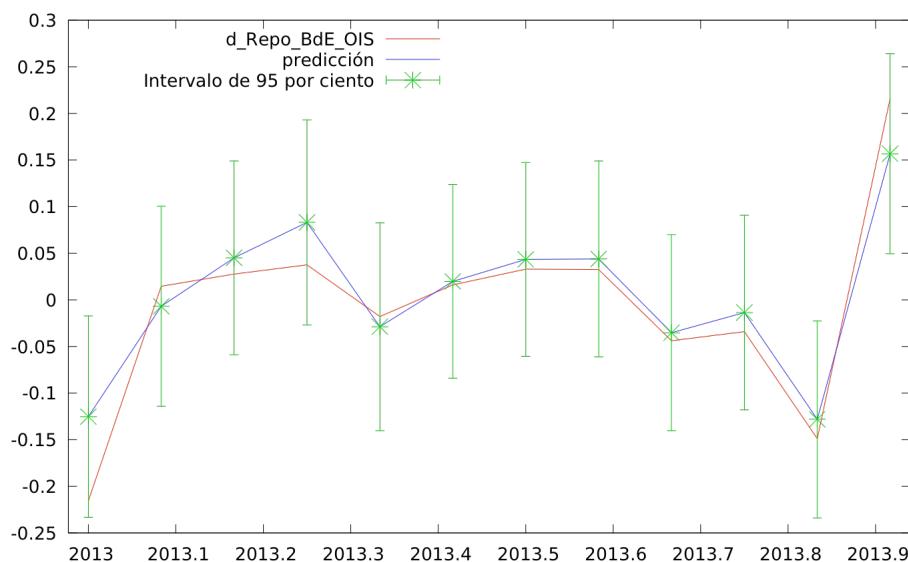
## Modelo E España

Finalmente se procede a estudiar la capacidad predictiva del último de los modelos presentados para la economía española, Modelo E, y que incluía retardos en dos de sus variables: d\_prima, d\_Euribor-OIS. Los resultados de la predicción para el año 2013, tanto en forma de valor específico como de intervalo de confianza, así como los valores reales que tomó la variable de estudio durante ese año son mostrados en la Tabla 3.2.3.i. En ella se observa como el modelo predice correctamente todos los valores de 2013 mostrándose como un modelo de alta efectividad y elevada capacidad predictiva. Estos resultados se pueden observar de forma gráfica en la Figura 3.2.3.i.

Tabla 3.2.3.i: Valores de predicción del Modelo E España sobre 2013

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,215576	-0,125157	-0,233094 - -0,017220
febrero-13	0,014584	-0,006849	-0,114011 - 0,100312
marzo-13	0,027625	0,045126	-0,058705 - 0,148958
abril-13	0,037557	0,083158	-0,026838 - 0,193154
mayo-13	-0,017948	-0,028821	-0,140205 - 0,082563
junio-13	0,016116	0,019790	-0,083946 - 0,123527
julio-13	0,032910	0,043395	-0,060422 - 0,147212
agosto-13	0,032565	0,043873	-0,061285 - 0,149031
septiembre-13	-0,043810	-0,035188	-0,140266 - 0,069889
octubre-13	-0,034038	-0,013642	-0,118093 - 0,090808
noviembre-13	-0,148914	-0,128135	-0,233816 - -0,022454
diciembre-13	0,215937	0,156727	0,049623 - 0,263832

Figura 3.2.3.i: Valores de predicción del Modelo E España sobre 2013

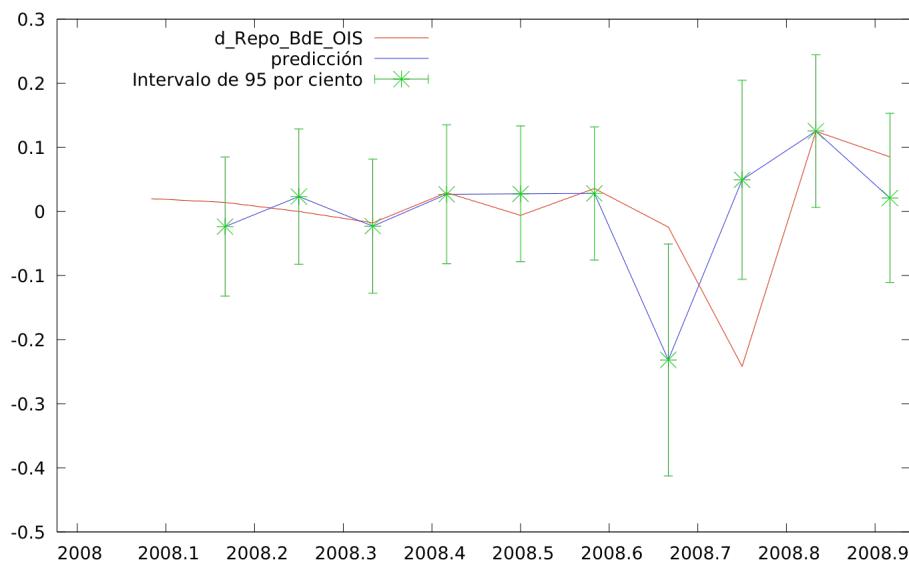


Como en los casos anteriores, se procede a contrastar la capacidad predictiva del modelo estudiado esta vez durante el ejercicio 2008. Los valores de estimación y sus resultados son mostrados en la Tabla 3.2.3.j y de forma gráfica en la Figura 3.2.3.j. Se puede observar como, al igual que en el Modelo D, se producen dos errores en las predicciones del modelo situadas en septiembre y octubre de 2008. Por ello a priori no se podrá afirmar que el presente modelo sea capaz de predecir con alta fiabilidad el diferencial repo-OIS en escenarios económicos de elevada incertidumbre en los mercados.

Tabla 3.2.3.j: Valores de predicción del Modelo E España sobre 2008

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	0,020026		
marzo-08	0,014034	-0,023648	-0,132096 - 0,084799
abril-08	-0,000037	0,023254	-0,082356 - 0,128863
mayo-08	-0,017818	-0,023104	-0,127694 - 0,081486
junio-08	0,029298	0,026781	-0,081752 - 0,135315
julio-08	-0,006026	0,027425	-0,078719 - 0,133568
agosto-08	0,035859	0,027979	-0,076022 - 0,131980
septiembre-08	-0,024517	-0,231646	-0,412431 - -0,050862
octubre-08	-0,241885	0,049230	-0,106022 - 0,204483
noviembre-08	0,124872	0,125421	0,006215 - 0,244626
diciembre-08	0,085245	0,021041	-0,110909 - 0,152991

Figura 3.2.3.j: Valores de predicción del Modelo E España sobre 2008



Como resumen de los resultados finales, se presenta a continuación los estadísticos de evaluación de la predicción de todos los modelos estudiados. La Tabla 3.2.3.k presenta agrupados estos resultados de predicción sobre el ejercicio 2013, mientras la Tabla 3.2.3.l hace lo propio sobre las predicciones del ejercicio 2008. Estos resultados ayudarán a definir qué modelos se han comportado mejor en escenarios de recuperación económica como 2013, y cuáles han presentado un mejor comportamiento en entornos de elevada incertidumbre financiera.

Tabla 3.2.3.k: Estadísticos de evaluación de la predicción para 2013 de los modelos predictivos de la economía española

	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Modelo A	0,0014364	0,029737
Modelo B	0,0029816	0,049078
Modelo C	0,0030919	0,049777
Modelo D	0,0013930	0,029886
Modelo E	0,0013182	0,026692

Tabla 3.2.3.l: Estadísticos de evaluación de la predicción para 2008 de los modelos predictivos de la economía española

	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Modelo A	0,0075303	0,060321
Modelo B	0,0113650	0,074640
Modelo C	0,0115670	0,073158
Modelo D	0,0142710	0,068178
Modelo E	0,0134950	0,067310

### **3.3. Presentación de resultados auxiliares: Interpretación de los resultados y conclusiones**

Se han presentado a lo largo del actual capítulo un total de cinco modelos de estimación sobre el diferencial repo-OIS en la economía española. Previamente y en el Capítulo 2.2 se realizó un estudio de series temporales sobre las variables candidatas a participar en los modelos predictivos, determinando su orden de integración y concluyendo cuáles deberían intervenir en primeras diferencias en los mismos. Los modelos presentados en este capítulo presentan una relación de equilibrio estable a largo plazo, con todas sus variables intervenientes siendo de tipo estacionario. Este objetivo se ha alcanzado mediante la toma de primeras diferencias de las variables no estacionarias de proceso I(1), y manteniendo las series originales de aquellas variables estacionarias no necesitadas de diferenciación. De este modo, y para futuros estudios sobre la economía española sobre el periodo de tiempo analizado, deberán considerarse como variables de tipo estacionarias el diferencial BAS OIS y la facilidad marginal de crédito. Como variables no estacionarias de proceso I(1) se deberán asumir la variable de estudio, repo BdE – OIS, así como las variables Euríbor-OIS, repo BdE - repo FBE, prima de riesgo y facilidad marginal de depósito. Estas variables incorporarse en primeras diferencias en los modelos econométricos para asegurar la citada relación de equilibrio.

El proceso de validación de los modelos presentados muestran que estos son modelos correctamente elaborados y cuyos resultados deberán asumirse como correctos. Se ha demostrado de este modo como, para todos los modelos, la especificación funcional de linealidad asumida en un principio fue la correcta. Este hecho implica que para cada modelo, la relación entre las variables que lo componen puede ser explicada desde un punto de vista de relación lineal, lo que facilitará futuros estudios sobre las mismas variables. Asimismo se han descartado problemas de multicolinealidad entre las variables tratadas, lo que permitirá su utilización conjunta en futuros modelos de estimación.

Se ha llevado a cabo asimismo durante el capítulo un estudio sobre los residuos generados por los modelos de estimación. Este se presenta como un paso necesario para dotar o no de validez a los resultados de los modelos, por lo que sus resultados serán fundamentales a la hora de asumir como válidos los modelos presentados. Se ha demostrado como todos los modelos sobre la economía española siguen un proceso de tipo homocedástico, descartando problemas de heterocedasticidad que podrían invalidar los resultados, y de tipo no autorregresivo. Ha sido necesario para alcanzar este resultado la utilización del contraste de Breusch-Godfrey, ante la indefinición en los resultados del contraste de Durbin-Watson en todos los modelos. En cuanto a la distribución de los residuos se ha podido afirmar una distribución de tipo Normal para los Modelos B,C y E, mientras los Modelos A y D presentaron residuos de tipo no Normal.

Una vez validados los modelos mediante el análisis de sus residuos y confirmada su especificación funcional, se abordó el análisis de los resultados generados. En primer lugar se ha demostrado de forma empírica, la relación entre la serie de variables utilizadas y la variable de estudio. A continuación se detallarán las relaciones que rigen entre las variables de estos modelos, aunque no será hasta las Conclusiones Finales de esta Tesis Doctoral cuando se entrará a valorar el por qué de cada relación entre las variables.

De este modo, y para todos los modelos presentados, existirá un relación negativa entre la evolución de la variable de estudio, repo BdE – OIS, y el diferencial Euribor-OIS, ambas analizadas con sus variables en primeras diferencias. Esta relación indicará como variaciones positivas en el tipo Euribor traerán consigo movimientos de signo contrario en el tipo repo del BdE. El origen del sentido de esta relación estaría en la propia naturaleza del tipo Euribor como indicador de las expectativas económicas de los agentes en la economía de la Eurozona. Incrementos en el tipo Euribor anticipan habitualmente una mejora en la situación económica de la Eurozona, que durante la crisis de deuda en Europa podría asumirse como proveniente de una mejora de la percepción sobre economías periféricas como la española.

Respecto a la variable relativa a la apelación a la facilidad marginal de crédito se dará una relación negativa con el diferencial repo-OIS en España para todos los modelos presentados. Esto implicará que aumentos en la apelación al crédito del BCE traerán consigo relajaciones en el diferencial de tipos de interés de estudio en España. Durante los peores momentos de crisis de deuda, la apelación al crédito del BCE era vista por las entidades financieras como un foco importante de elevado riesgo reputacional. La mejora en la percepción de la situación económica relajaría la estigmatización de las entidades que apelan a esta facilidad, aumentando la apelación a la misma. Al igual que en caso anterior, la mejora en la percepción económica en la Eurozona es probable que tuviera su origen en una mejor percepción de economías como la española, donde el coste de financiación repo-OIS se vería reducido. La misma relación negativa regirá para la variable relativa a la apelación a la facilidad marginal de depósito aunque el hecho de que únicamente resultara significativa en uno de los modelos, el Modelo E que a su vez presentó errores de estimación, resta validez a su interpretación.

Igualmente y para todos los modelos se dará una relación negativa entre la evolución del diferencial de estudio y la evolución de la variable prima de riesgo tomada en primeras diferencias. Esta relación no será tenida en cuenta para el Modelo E donde la citada variable no resultó significativa. El sentido de esta relación implicará que crecimientos en la prima de riesgo tenderán a reducir la evolución del diferencial repo-OIS. El origen de este signo debe buscarse en la actuación del mercado repo como mercado refugio de financiación en momentos de elevadas tensiones financieras. La reducción en el tipo repo podría venir por un aumento de la demanda de los activos colateralizados, aunque en este caso parece más coherente buscar su origen en un incremento de la oferta de la financiación en este mercado.

La variable repo BdE – repo FBE presentará por su lado signo positivo en los cinco modelos en que interviene. La relación positiva viene explicada en primer lugar porque ambos diferenciales asumen en el mismo sentido el valor del tipo repo BdE. Adicionalmente durante la crisis de deuda incrementos en la percepción del riesgo de determinadas economías como la española creó un efecto de huida hacia la calidad que relajaba el tipo repo con colateral soberano del centro de Europa. Este diferencial de tipos se tensionaba por tanto por dos vías y, como se ha visto en los resultados de los modelos, apoyaba incrementos en el tipo repo del BdE frente al tipo OIS en España.

Finalmente, se trata la relación entre las variables tomadas con retardos en los modelos D y E y que resultaron significativas, Euribor-OIS y prima de riesgo. La relación entre el primer retardo de estas variables en primeras diferencias con la variable de estudio en primeras diferencias es positiva en ambos modelos. Esta relación indica como incrementos de estas dos variables exógenas apoyarán incrementos del diferencial repo-OIS en España en el periodo siguiente, constituyéndose como un indicador adelantado de la variable de estudio.

Respecto al grado de ajuste de los modelos presentados y atendiendo en primer lugar al periodo de generación de los mismos de 2009 a 2012, se observaron dos puntos de error en el ajuste de los mismos. Únicamente dos modelos erraron en uno de ellos, el Modelo A que falló en su estimación del dato de junio de 2009, mientras el Modelo E que hizo lo propio con el dato de febrero de 2009. El resto de modelos presentados fallaron en la estimación de estos dos puntos, prediciendo correctamente el resto de puntos del periodo de generación. Detrás de estos puntos atípicos puede estar el anuncio de la agencia de calificación Moody's en febrero de 2009 de una inminente bajada del *rating* de España, y de la bajada efectiva de *rating* a veinticinco entidades financieras españolas por parte de esta agencia de calificación en junio de ese año. La observación de los estadísticos de evaluación de las estimaciones muestran resultados muy parecidos en todos los modelos analizados permitiendo concluir un elevado grado de ajuste en todos ellos.

En cuanto a las estimaciones presentadas para el año 2013, los cinco modelos estimaron correctamente todas las proyecciones de ese año, por lo que cualquiera de ellos podría ser un buen estimador de la evolución del diferencial repo-OIS en España. Comparando los errores generados en la predicción mediante el error cuadrático medio en cada modelo, se encuentra que es aquel modelo de mayor  $R^2$  corregido, Modelo E, aquel que presenta mejor comportamiento. Resultados muy próximos presentarán asimismo los Modelos D y A. Realizando la comparativa mediante otros estadísticos de evaluación de error como el el error absoluto medio, se obtienen resultados similares con el Modelo E, D y A, en ese orden, como mejores estimadores del ejercicio 2013.

Respecto a las estimaciones realizadas para el ejercicio 2008, únicamente el Modelo A estima correctamente todos los puntos de ese ejercicio. El resto de modelos erran la estimación del dato de septiembre de 2008, y adicionalmente en la estimación de noviembre (Modelo B) y de octubre de 2008 (Modelos D y E). La evaluación de la estimación medida mediante su error cuadrático medio, muestra nuevamente al Modelo A como aquel que presenta mejor comportamiento en este estadístico.

El primer modelo expuesto en este capítulo, Modelo A, se muestra como el único de los modelos que no ha presentando puntos de ruptura en sus estimaciones, tanto para 2013 como para 2008. Adicionalmente es el único que presenta significatividad al 5% en todas su variables. El resto de modelos de estimación presentados incrementaron su número de variables pero no lograron incrementos altamente significativos en su  $R^2$  corregido. Se considera por tanto el Modelo A como un modelo de alta efectividad en la estimación de periodos de elevada volatilidad en los mercados financieros (2008), así como de periodos de recuperación financiera (2013). Este modelo ha presentado adicionalmente resultados en sus estadísticos de evaluación de error muy reducidos, lo que le reafirma como una herramienta predictiva de alta precisión. Igualmente importante para su utilidad será el fácil acceso a los datos de las variables intervenientes en el mismo: Euribor-OIS, repo BdE – repo FBE, prima de riesgo, y facilidad marginal de crédito, evitando el uso de variables retardadas que podría dificultar la utilidad e interpretación de los resultados.



# **Capítulo 4**

## **Análisis de los condicionantes sobre el diferencial repo-OIS en la economía de la Eurozona. Elaboración de los modelos de estimación y validación de su capacidad predictiva**

### **4.1. Introducción**

A lo largo del presente capítulo se generarán y validarán una serie de modelos econométricos cuyo objetivo principal será la predicción correcta del diferencial repo-OIS en la Eurozona. La generación de estos modelos partirá de las variables económicas y financieras analizadas en capítulos anteriores, y tratará de explicar el camino temporal de la variable de estudio a partir de la evolución de estas variables a lo largo del tiempo. Al igual que en el caso de los modelos para la economía española, se asumirá un periodo de tiempo para su generación suficiente para englobar el periodo de crisis de deuda soberana en Europa junto con un periodo de menor tensión en los mercados financieros. Por ello y al igual que en los modelos relativos a la economía española, se asumirá para la generación un periodo de tiempo que irá de enero de 2009 a diciembre de 2012.

Antes de proceder a la elaboración de los modelos predictivos sobre la Eurozona, se hizo necesario un análisis econométrico previo de todas las variables participantes y que se ha desarrollado a lo largo del Capítulo 2.2 de esta Tesis Doctoral. Este análisis dictaminó la estacionariedad y orden de integración de las variables, sirviendo de guía en la generación

de estos modelos. La generación de los modelos partirá de la creación de un modelo generalista (Modelo General Eurozona) que incluirá todas las variables propuestas y documentadas en durante el estudio, para avanzar hacia modelos más ajustados y con mayor poder explicativo. Se asumirán en estos modelos tanto variables exclusivas de la economía europea como otras variables comunes a los modelos de predicción de la economía española. Como variables exclusivas, aunque relacionadas con otras variables de los modelos sobre España, estarán el índice de volatilidad VSTOXX, los CDS de instituciones financieras europeas, y el índice de apalancamiento de instituciones financieras europeas. Las variables comunes coincidirán con las utilizadas para los modelos sobre España y pueden consultarse en el Capítulo 3.1.

Una vez generados los modelos predictivos, se procederá a la validación o no de los mismos mediante los contrastes presentados a lo largo del Capítulo 2.2.1. Se deberán descartar problemas de multicolinealidad, así como de heterocedasticidad o autocorrelación en los mismos. Igualmente importante será el contraste que mostrará si la especificación funcional asignada es considerada válida para el grupo de variables seleccionadas. Sobre los residuos generados se estudiará que estos sigan una distribución Normal y se chequeará mediante un contraste ARCH la posible existencia de heterocedasticidad en los mismos. El poder explicativo de las variables será observado mediante sus medidas de  $R^2$  y  $R^2$  corregido. Del mismo modo importante, se realizará un contraste de análisis de la varianza, cuyo resultado medido en términos del valor p (F) mostrará si el modelo en sus conjunto resulta significativo.

La última sección del presente capítulo analizará la capacidad predictiva de los modelos de predicción validados. Se realizarán, al igual que en el caso de los modelos predictivos sobre España, dos tipos de predicciones sobre períodos de tiempo distintos. La primera de las predicciones se realizará sobre el ejercicio 2013 y se aplicará mediante los modelos de estimación ya validados. En segundo lugar se utilizarán los modelos presentados para la realización de predicciones sobre el ejercicio 2008. De este modo se podrán valorar las predicciones tanto en períodos de relativa calma en los mercados financieros(2013), como en aquellos con mayores distorsiones y más convulsos (2008).

## **4.2. Generación, validación y contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción del diferencial repo-OIS en la economía de la Eurozona**

### **4.2.1. Generación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona**

Se presentan en este capítulo una serie de modelos de predicción cuyo objetivo principal será poder explicar, mediante variables del mercado, el funcionamiento del diferencial de tipos de interés repo-OIS en la Eurozona. Se parte del análisis econométrico de las variables llevado a cabo en el Capítulo 2.2, para la elaboración de modelos cuyas variables mantengan una relación de equilibrio estable a largo plazo. Se tomarán para ello primeras diferencias de las variables no estacionarias que resultaron seguir un proceso de tipo I(1), para conseguir de este modo variables estacionarias de tipo I(0). Aquellas variables que resultaron seguir un proceso estacionario y de tipo I(0) se integrarán en los modelos sin tomar diferencias. La inclusión conjunta de variables I(1) e I(0) en modelos de predicción sin realizar la rectificación previa comentada, derivaría inevitablemente en modelos predictivos no cointegrados y no capaces de presentar una relación de equilibrio estable a largo plazo entre sus variables.

Se presenta en la Tabla 4.2.1.a el modelo inicial que integrará todas las variables analizadas para esta economía, y del que partirán los futuros modelos de predicción con un mayor grado de ajuste. Este modelo tomará primeras diferencias de aquellas variables I(1) y mantendrá los valores originales de las variables definidas como I(0), consiguiendo que todas ellas cumplan la condición de estacionariedad. Al igual que en el Capítulo 3, este y todos los modelos futuros presentados para la economía europea tomarán su base de datos desde enero de 2009 a diciembre de 2012, dando lugar a modelos de 48 observaciones mensuales. Del mismo modo se incorpora una constante que mejora en todos los casos el grado de ajuste de los modelos.

Tabla 4.2.1.a: Modelo General Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012			
Número de observaciones:	48			
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS			
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p	
Constante	0,005164410	0,2080	0,8364	
d_CDS Eurozona	-0,000540687	-1,9360	0,0605	
d_Ratio apalancamiento Eurozona	-0,003283560	-0,3930	0,6966	
d_Prima de riesgo	0,000055459	0,3681	0,7149	
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000196418	-2,5740	0,0142	*
d_Operaciones de mercado abierto	0,000246683	2,8670	0,0068	*
d_Repo BdE - repo FBE	-0,134922000	-3,5250	0,0011	*
VSTOXX	-0,000292331	-0,3030	0,7636	
BAS OIS	0,315934000	0,3702	0,7133	
Facilidad marginal de crédito	-0,001585050	-0,9992	0,3242	
d_Euribor-OIS	0,262250000	4,0170	0,0003	*
Valor p (F)	1,73E-03			
R <sup>2</sup>	0,49915			
R <sup>2</sup> Corregido	0,36378			

Puede observarse como solo cuatro variables del Modelo General resultan significativas para un nivel de significación del 5%, siendo estas las primeras diferencias de las variables facilidad marginal de depósito, operaciones de mercado abierto y diferencial Repo BdE – repo FBE. El valor p asintótico más elevado corresponderá a la variable VSTOXX aunque como se podrá observar a lo largo del capítulo, esta situación tendrá que ver con la elevada correlación de esta variable con otras variables del modelo. El valor del  $R^2$  corregido no resulta demasiado elevado aunque posteriores modificaciones introducidas sobre este modelo conseguirán elevar esta medida hasta un nivel del 47%.

Se aísla así en primer lugar aquellas variables que han resultado significativas a un nivel del 5% de significación, dando lugar al modelo denominado Modelo A Eurozona y cuyos resultados pueden consultarse en la Tabla 4.2.1.b. El grado de ajuste del modelo mejora hasta alcanzar un  $R^2$  corregido superior al 41%, y todas las variables presentadas resultan nuevamente significativas. Adicionalmente el valor p (F) del modelo se encuentra muy por debajo del nivel de significación asumido, lo que permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta de las variables.

Tabla 4.2.1.b: Modelo A Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,001260590	0,2596	0,7964
d_CDS Eurozona	-0,000497261	-2,7110	0,0097 *
d_Operaciones de mercado abierto	0,000256708	3,2460	0,0023 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000207053	-2,9250	0,0055 *
d_Euribor-OIS	0,259062000	4,3440	8,66E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,137065000	-3,8190	0,0004 *
Valor p (F)	3,70E-05		
$R^2$	0,47535		
$R^2$ Corregido	0,41289		

Se propone incorporar al modelo anterior una de las variables que aún no siendo significativa, presenta el valor p asintótico menor de entre todas las variables que no se incorporaron en el primer modelo. Se incluye por tanto la variable facilidad marginal de crédito, que se incorporará al modelo con sus valores originales al ser una variable de proceso  $I(0)$ , tal y como se demostró en el Capítulo 2.2. Los resultados de este modelo pueden analizarse en la Tabla 4.2.1.c, donde se puede observar que la nueva variable no llega a ser significativa al 5%, pero consigue reducir su valor p asintótico, mientras el modelo gana en el poder explicativo de sus exógenas mejorando ligeramente su  $R^2$ .

corregido (41,8%). El valor p (F) se muestra nuevamente muy cercano a cero permitiendo asumir la significatividad del modelo de predicción.

Tabla 4.2.1.c: Modelo B Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,004842570	0,8489	0,4008
d_CDS Eurozona	-0,000536058	-2,8900	0,0061 *
d_Operaciones de mercado abierto	0,000256874	3,2640	0,0022 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000201075	-2,8460	0,0069 *
d_Euribor-OIS	0,262433000	4,4160	7,16E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,136296000	-3,8150	0,0005 *
Facilidad marginal de crédito	-0,001758420	-1,1820	0,2439
Valor p (F)	5,90E-05		
R <sup>2</sup>	0,49264		
R <sup>2</sup> Corregido	0,41840		

Se valora llegado este punto la inclusión de una nueva variable sobre el modelo anterior, d\_VSTOXX. El modelo resultante pierde sin embargo poder de ajuste frente al Modelo B medido por su R<sup>2</sup> corregido (41,58%) y define dos variables como no significativas, hecho que no beneficia la obtención de conclusiones valiosas a partir de los resultados del modelo. Los resultados de este modelo pueden consultarse en la Tabla 4.2.1.d.

Tabla 4.2.1.d: Modelo propuesto con CDS y VSTOXX

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,000469053	0,0958	0,9242
d Euribor-OIS	0,264093000	4,4270	6,93E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,149095000	-3,9840	0,0003 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000211879	-2,9950	0,0046 *
d_Operaciones de mercado abierto	0,000252756	3,2010	0,0026 *
d_CDS Eurozona	-0,000241464	-0,8166	0,4189
d_VTOXX	-0,001790950	-1,1010	0,2772
Valor p (F)	6,40E-05		
R <sup>2</sup>	0,49042		
R <sup>2</sup> Corregido	0,41585		

Estos resultados que muestran dos de las variables del modelo no significativas, parecen provenir de la elevada correlación que presentan entre sí estas dos variables, superior al 76,06%, lo que podría derivar en problemas de multicolinealidad.

Para confirmar o descartar esta clase de problemas se procede a realizar un contraste de restricciones lineales conjuntas en el que la hipótesis nula asume que los coeficientes de estas dos variables son igual a cero de forma conjunta. El valor del estadístico, junto con su valor p asintótico (Tabla 4.2.1.e), permiten rechazar la hipótesis nula de que ambos coeficientes sean iguales a cero de forma conjunta, por lo que se deduce un problema de multicolinealidad entre estas dos variables y se desecha la opción de utilizarlas conjuntamente.

Tabla 4.2.1.e: Resultados del análisis de multicolinealidad entre d\_VSTOXX y d\_CDS de instituciones financieras europeas. Contraste de restricciones lineales conjuntas

F (2,41)	Valor p
4,29953	0,0201773

Tomando apoyo en este resultado que muestra una elevada correlación entre dos variables del Modelo General Eurozona, y con el objetivo de mejorar la operatividad de los modelos presentados, se valora la posibilidad de sustituir la variable d\_CDS de instituciones

financieras europeas, por la variable d\_VSTOXX, correlacionadas ambas en un 76,06%. Esta decisión se toma en aras de mejorar la operatividad de los modelos, ya que si bien la variable CDS de instituciones financieras europeas muestra una alta significación, no deja de ser una variable sintética que requiere un trabajo previo de recogida de datos y cálculo del índice. VSTOXX se trata sin embargo de un índice cotizado y directamente observable en la plataforma de Bloomberg, que puede facilitar la operatividad de esta clase de modelos. Los resultados de este nuevo modelo, denominado Modelo C Eurozona, puede consultarse en la Tabla 4.2.1.f.. Esta permuta realizada entre variables además incrementará el grado de ajuste del modelo medido por su  $R^2$  corregido, superando este el 42% y mejorando los resultados de los modelos anteriores. El valor p (F) del modelo sigue mostrando un modelo predictivo altamente significativo.

Tabla 4.2.1.f: Modelo C Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	-0,000079744	-0,0165	0,9869
d Euribor-OIS	0,261474000	4,4070	7,12E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,159420000	-4,5440	4,61E-05 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000219519	-3,1430	0,0031 *
d_Operaciones de mercado abierto	0,000252499	3,2110	0,0025 *
d_VTOXX	-0,002834220	-2,8280	0,0072 *
Valor p (F)	2,80E-05		
$R^2$	0,48213		
$R^2$ Corregido	0,42048		

Se procede a incorporar la variable facilidad marginal de crédito sobre el Modelo C en la búsqueda de modelos de predicción que mejoren los ajustes y la calidad de las estimaciones. Esta incorporación da lugar a un nuevo modelo predictivo denominado Modelo D y cuyos resultados pueden consultarse en la Tabla 4.2.1.g. Puede observarse como, a costa de introducir una variable poco significativa pero con cierta capacidad predictiva, mejora el ajuste del modelo alcanzando su  $R^2$  corregido el 42,2102%. El incremento en el grado de ajuste es sin embargo muy reducido y como se verá más adelante, no justificará la inclusión de una variable poco significativa en el modelo.

#### 4.2.1.g: Modelo D Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012	Estadístico t	Valor p
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
Constante	0,003014740	0,5343	0,5960
d_Operaciones de mercado abierto	0,000252669	3,2170	0,0025 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000215369	-3,0830	0,0037 *
d_Euribor-OIS	0,263960000	4,4510	6,42E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,160189000	-4,5710	4,40E-05 *
Facilidad marginal de crédito	-0,001555770	-1,0570	0,2965
d_VTOXX	-0,002971610	-2,9440	0,0053 *
Valor p (F)	5,20E-05		
R <sup>2</sup>	0,49588		
R <sup>2</sup> Corregido	0,42210		

Llegado a este punto, se cree conveniente analizar si la inclusión de variables con retardos en los modelos de predicción pueden mejorar la calidad de las estimaciones sobre el repo-OIS en la Eurozona, y si ese tipo de variables resultarían significativas. La Tabla 4.2.1.h muestra la aplicación de retardos sobre todas las variables del modelo D de la Eurozona, resultando ninguna de estas nuevas variables significativa.

Tabla 4.2.1.h: Modelo D Eurozona aplicando retardos en todas sus variables

Periodo de análisis:	2009-2012	Estadístico t	Valor p	
Número de observaciones:	48			
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS			
Constante	-0,000283061	-0,0426	0,9662	
d_VTOXX	-0,00260302	-2,483	0,0180	*
d_VTOXX -1	0,000388011	0,3417	0,7347	
d_Operaciones de mercado abierto	0,000277349	3,4440	0,0015	*
d_Operaciones de mercado abierto -1	0,000088043	1,1200	0,2703	
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000258354	-3,2830	0,0023	*
d_Facilidad marginal de depósito -1	-0,000053637	-0,7626	0,4508	
d Euribor-OIS	0,286175000	4,6950	4,01E-05	*
d Euribor-OIS -1	-0,025209100	-0,4904	0,6269	
d_Repo BdE - repo FBE	-0,160058000	-3,8830	0,0004	*
d_Repo BdE - repo FBE -1	-0,048931100	-1,3390	0,1892	
Facilidad marginal de crédito	-0,001812260	-1,2200	0,2305	
Facilidad marginal de crédito -1	0,001982850	1,1590	0,2544	
Valor p (F)	5,43E-04			
R <sup>2</sup>	0,58357			
R <sup>2</sup> Corregido	0,44080			

Sin embargo una serie muy limitada de incorporaciones de variables retardadas en determinados modelos sí que resultará en mejoras del grado de ajuste de estos. Este será el caso de la incorporación al Modelo D del retardo sobre la variable d\_diferencial Euribor-OIS, y que resultará en el denominado Modelo E, y cuyos resultados pueden consultarse en Tabla 4.2.1.i. Más interesante y con mejores resultados se muestra la incorporación de la variable retardada d\_diferencial repo BdE-FBE también sobre el Modelo D. Esta última incorporación resulta en un modelo de elevado ajuste con un R<sup>2</sup> superior al 46,5% y en el que, salvo la variable facilidad marginal de crédito, el resto de variables resultan significativas. Los resultados de este modelo, denominado Modelo F, pueden consultarse en la Tabla 4.2.1.j. Se presentará adicionalmente el Modelo G Eurozona, que incorporará además del retardo en la variable d\_diferencial repo BdE-FBE, un retardo en la variable facilidad marginal de crédito. Este modelo presenta un mayor ajuste medido por su R<sup>2</sup> corregido del 47,29%, y sus resultados pueden consultarse en la Tabla 4.2.1.k. Los tres modelos presentados con retardos mostrarán un valor p (F) inferior al 5% lo que permitirá rechazar la hipótesis de no significación de sus variables.

Tabla 4.2.1.i: Modelo E Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,002701380	0,4936	0,6243
d_Operaciones de mercado abierto	0,000259007	3,3980	0,0015 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000209436	-3,0890	0,0036 *
d_Euribor-OIS	0,279947000	4,8180	2,11E-05 *
d_Euribor-OIS -1	-0,068524600	-1,9030	0,0643
d_Repo BdE - repo FBE	-0,173765000	-5,0050	1,16E-05 *
Facilidad marginal de crédito	-0,002001950	-1,3850	0,1738
d_VTOXX	-0,002820190	-2,8730	0,0065 *
Valor p (F)	3,10E-05		
R <sup>2</sup>	0,53772		
R <sup>2</sup> Corregido	0,45682		

Tabla 4.2.1.j: Modelo F Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,004529260	0,8275	0,4129
d_VTOXX	-0,002899500	-2,9860	0,0048 *
d_Operaciones de mercado abierto	0,000282516	3,6760	0,0007 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000256540	-3,6650	0,0007 *
d_Euribor-OIS	0,291202000	4,9790	1,27E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,175369000	-5,0880	8,98E-06 *
d_Repo BdE - repo FBE -1	-0,053348100	-2,0870	0,0433 *
Facilidad marginal de crédito	-0,001943750	-1,3620	0,1807
Valor p (F)	2,30E-05		
R <sup>2</sup>	0,54540		
R <sup>2</sup> Corregido	0,46584		

Tabla 4.2.1.k: Modelo G Eurozona

Periodo de análisis:	2009-2012		
Número de observaciones:	48		
Variable endógena:	d_Repo FBE - OIS		
	Coeficiente	Estadístico t	Valor p
Constante	0,000394378	0,0618	0,9510
d_VTOXX	-0,002699230	-2,7600	0,0088 *
d_Operaciones de mercado abierto	0,000280806	3,6780	0,0007 *
d_Facilidad marginal de depósito	-0,000271118	-3,8440	0,0004 *
d_Euribor-OIS	0,282177000	4,8190	2,21E-05 *
d_Repo BdE - repo FBE	-0,154548000	-4,0530	0,0002 *
d_Repo BdE - repo FBE -1	-0,053828400	-2,1200	0,0404 *
Facilidad marginal de crédito	-0,001976650	-1,3940	0,1711
Facilidad marginal de crédito -1	0,002050270	1,2400	0,2224
Valor p (F)	3,30E-05		
R <sup>2</sup>	0,56264		
R <sup>2</sup> Corregido	0,47293		

Antes de proceder en el siguiente capítulo a la validación de los modelos presentados, se muestran a continuación los resultados de los estadísticos de evaluación de la predicción de los siete modelos presentados y aplicados sobre el periodo de generación del modelo 2009-12. Los resultados de los estadísticos pueden consultarse en la Tabla 4.2.1.l en la que figurará, para cada uno de los modelos definidos, los valores de su error cuadrático medio y su error absoluto medio.

Tabla 4.2.1.l: Estadísticos de evaluación de ajuste 2009-12

	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Modelo A	0,00095563	0,213220
Modelo B	0,00092412	0,020871
Modelo C	0,00094327	0,021947
Modelo D	0,00091823	0,022050
Modelo E	0,00084202	0,021361
Modelo F	0,00082803	0,021983
Modelo G	0,00079663	0,021594

Como aspecto final de este análisis, se muestra a continuación y de forma gráfica, el grado de ajuste de cada modelo presentado en este capítulo, y para el periodo de generación del mismo. En las siguientes figuras puede observarse gráficamente el ajuste de todos los modelos presentados y como existen principalmente dos puntos de ruptura que se repiten en muchos de ellos: marzo de 2009 y septiembre de 2010. En el capítulo final de conclusiones se analizarán los puntos de ruptura de cada uno de ellos así como las posibles causas que los generaron.

Figura 4.2.1.a: Ajuste del Modelo A Eurozona

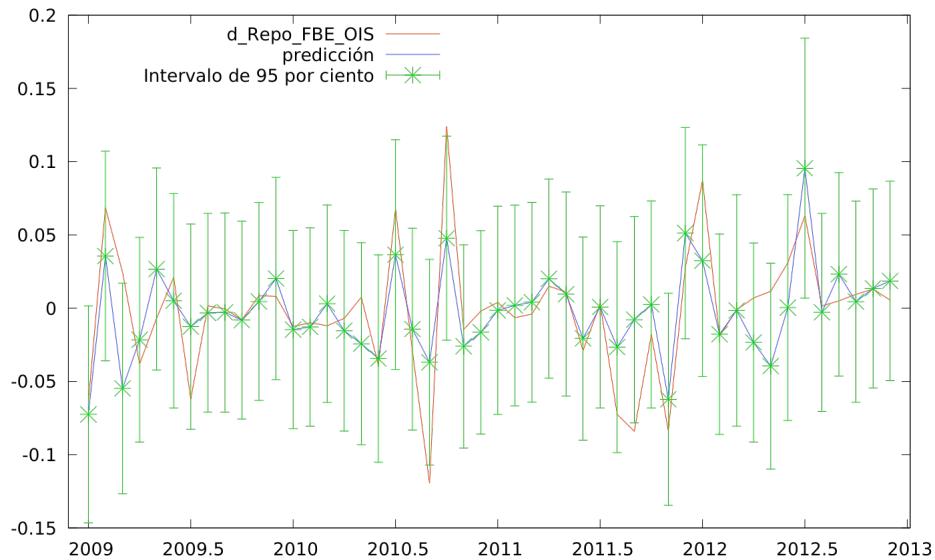


Figura 4.2.1.b: Ajuste del Modelo B Eurozona

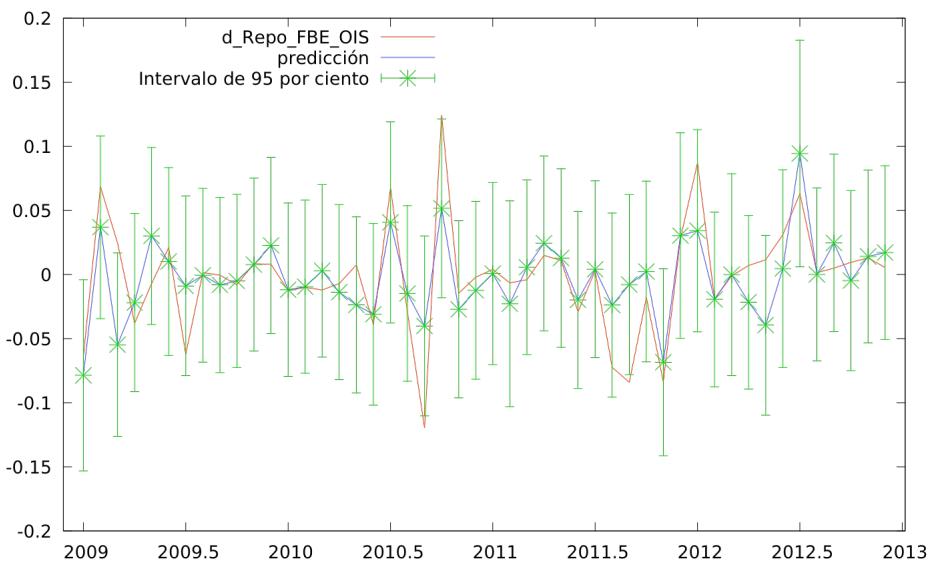


Figura 4.2.1.c: Ajuste del Modelo C Eurozona

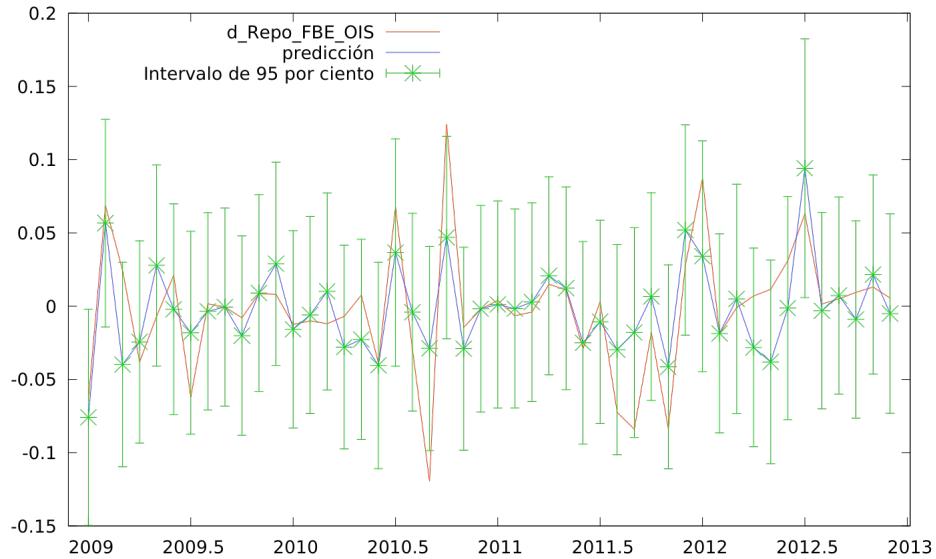


Figura 4.2.1.d: Ajuste del Modelo D Eurozona

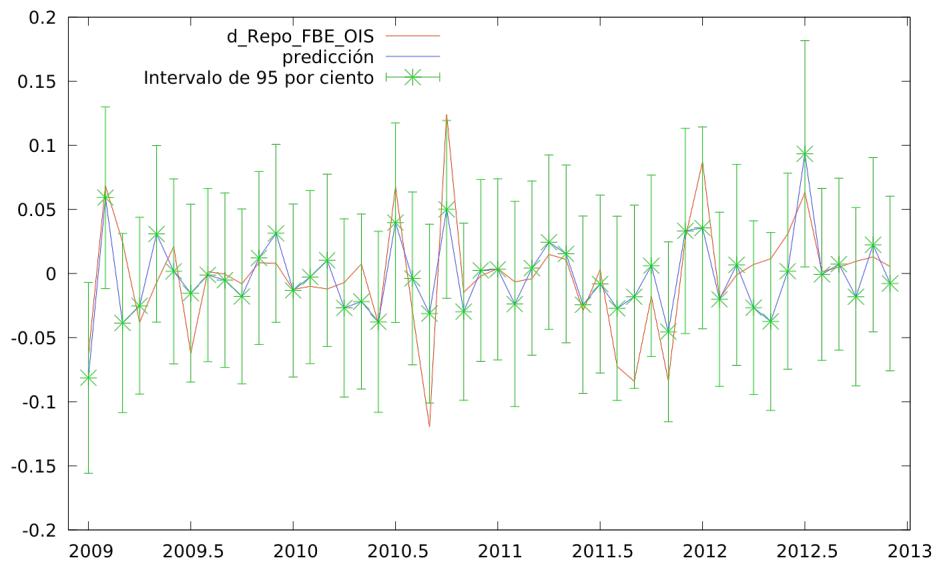


Figura 4.2.1.e: Ajuste del Modelo E Eurozona

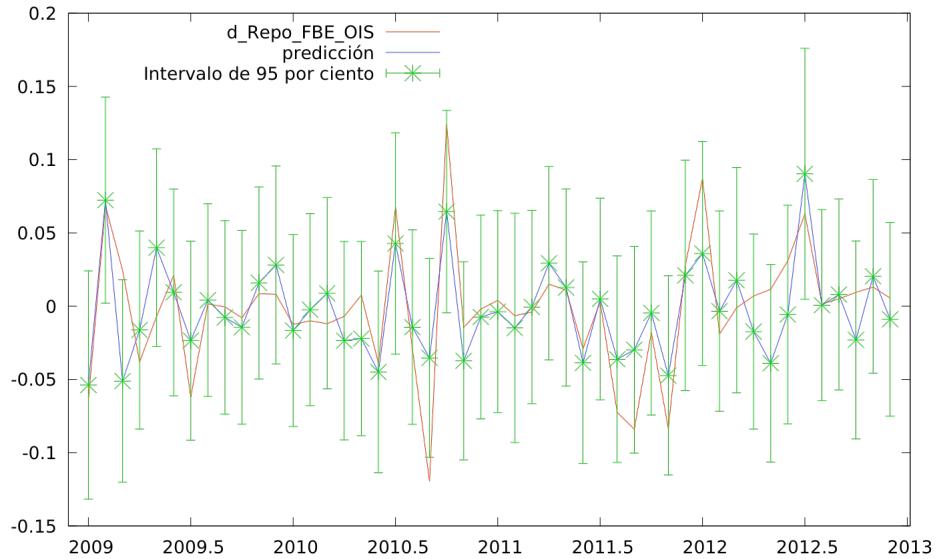


Figura 4.2.1.f: Ajuste del Modelo F Eurozona

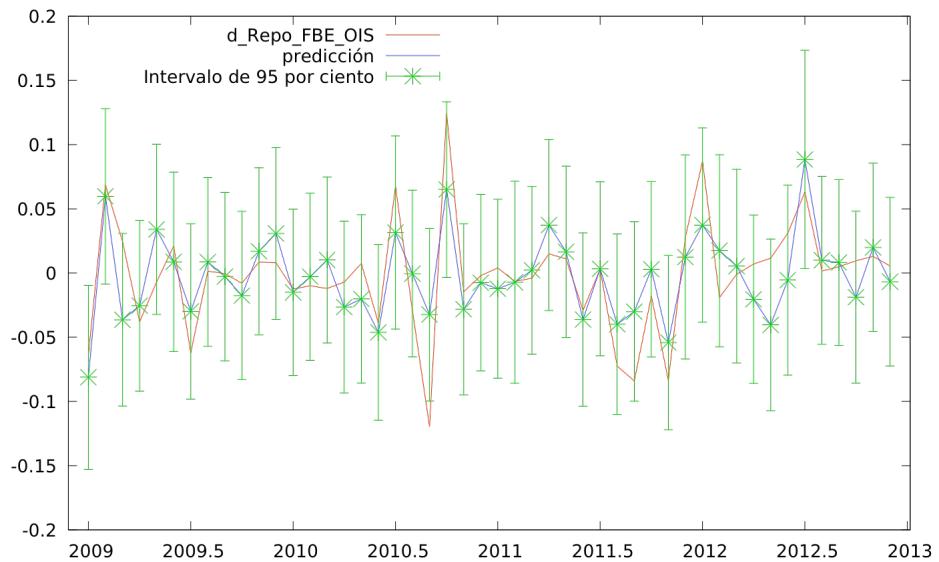
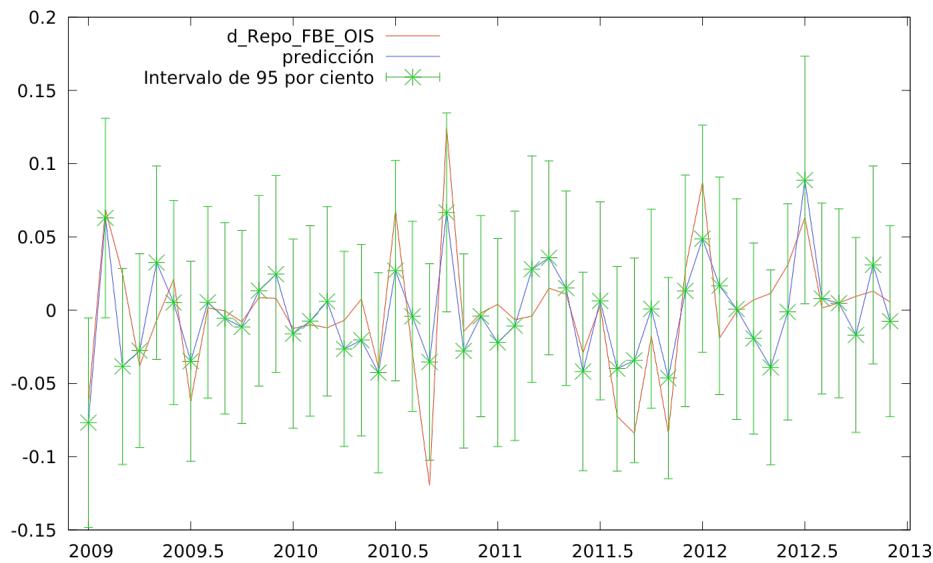


Figura 4.2.1.g: Ajuste del Modelo G Eurozona



## 4.2.2. Validación de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona

El presente capítulo desarrolla el proceso de validación de los modelos predictivos sobre la economía de la Eurozona expuestos en el capítulo anterior. Se validarán tanto la especificación funcional de tipo lineal propuesta para dichos modelos, así como los residuos generados por los mismos. De este modo se determinará su idoneidad o no para la realización de procesos predictivos.

El primer paso previo a la validación funcional y de los residuos, consistirá en un análisis del grado de correlación entre las variables con el objeto de rechazar cualquier problema de multicolinealidad entre ellas. A continuación se analizará la especificación funcional lineal asignada a los modelos para determinar si estos se ajustan correctamente a esa estructura lineal. Descartados problemas de multicolinealidad y aceptada la forma funcional de tipo lineal, se procederá al análisis de los residuos generados, debiendo estos seguir un proceso no heterocedástico y no autorregresivo. Adicionalmente se estudiará si su función de distribución sigue la distribución de tipo Normal, siendo esta característica un requisito deseable aunque no imprescindible para otorgar validez a los resultados presentados.

La Tabla 4.2.2.a muestra la matriz de correlaciones entre todas las variables intervenientes en los modelos como primer paso en el estudio de posibles problemas de multicolinealidad. En el capítulo anterior ya se expusieron problemas de multicolinealidad entre dos variables, CDS y VSTOXX, mediante un análisis de restricciones lineales conjuntas expuesto en la Tabla 4.2.1.e. Por ello se evitará la utilización conjunta de estas dos variables en los

modelos predictivos asumiéndose la información aportada por la variable VSTOXX como suficiente para explicar el camino de ambas. El resto de niveles de correlación entre variables, además de no generar problemas de falta de significación en la utilización conjunta de las variables, se consideran dentro de unos rangos aceptables de correlación. De este modo el par de variables VSTOXX y operaciones de mercado abierto, junto con el par de variables repo BdE – repo FBE y Euribor-OIS presentarán cierto grado de relación que no les afectará a la hora de mostrarse significativas en los modelos de predicción. El resto de valores quedan en todos los casos por debajo del 41% permitiendo descartar problemas de correlación entre las variables.

Tabla 4.2.2.a: Matriz de correlaciones sobre las variables presentadas en los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

	d_CDS Eurozona	d_Op.Mdo.Abierto	d_Fac. depósito	d_Euribor-OIS	d_Repo BdE-FBE
d_CDS Eurozona	1	0,1364	0,1886	0,3954	0,4052
d_Op.Mdo.Abierto	0,1364	1	0,7190	0,0634	0,2714
d_Fac. depósito	0,1886	0,719	1	0,0715	0,1956
d_Euribor-OIS	0,3954	0,0634	0,0715	1	0,6717
d_Repo BdE-FBE	0,4052	0,2714	0,1956	0,6717	1
Fac. crédito	-0,1423	0,0603	0,0766	0,0121	0,0104
d_VSTOXX	0,7606	-0,0304	0,0312	0,2192	0,1043
d_Euribor-OIS-1	0,1205	0,0309	0,0570	0,0279	-0,1186
d_Repo BdE-FBE-1	0,0501	-0,0885	-0,2477	0,0995	-0,0888
Fac. crédito-1	-0,2341	0,028	0,1176	-0,2659	-0,4670
	Fac. crédito	d_VSTOXX	d_Euribor-OIS-1	d_Repo BdE-FBE-1	Fac. crédito-1
d_CDS Eurozona	-0,1423	0,7606	0,1205	0,0501	-0,2341
d_Op.Mdo.Abierto	0,0603	-0,0304	0,0309	-0,0885	0,0280
d_Fac. depósito	0,0766	0,0312	0,0570	-0,2477	0,1176
d_Euribor-OIS	0,0121	0,2192	0,0279	0,0995	-0,2659
d_Repo BdE-FBE	0,0104	0,1043	-0,1186	-0,0888	-0,4670
Fac. crédito	1	-0,1208	-0,1612	-0,1405	0,0452
d_VSTOXX	-0,1208	1	0,1134	0,0640	-0,1709
d_Euribor-OIS-1	-0,1612	0,1134	1	0,6173	0,0230
d_Repo BdE-FBE-1	-0,1405	0,0640	0,6173	1	0,0155
Fac. crédito-1	0,0452	-0,1709	0,023	0,0155	1

Se procede a contrastar a continuación si la especificación funcional de tipo lineal otorgada a los modelos presentados en el Capítulo 4.2.1 es correcta. Este contraste se realiza mediante el contraste Reset de Ramsey (1969) y sus resultados se muestran en la Tabla 4.2.2.b para los siete modelos de la Eurozona presentados.

Tabla 4.2.2.b: Resultados de contraste Reset de Ramsey para los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

	F	Valor p	Resultado
Modelo A	0,059618	0,808	Especificación lineal correcta
Modelo B	0,548055	0,463	Especificación lineal correcta
Modelo C	0,000925	0,976	Especificación lineal correcta
Modelo D	0,153067	0,698	Especificación lineal correcta
Modelo E	0,043453	0,836	Especificación lineal correcta
Modelo F	0,191618	0,664	Especificación lineal correcta
Modelo G	0,073020	0,788	Especificación lineal correcta

Los resultados del test Reset sobre los modelos de la Eurozona muestran un valor p asintótico superior en todos los casos al nivel de significación del 5%. Este resultado permite en todos los modelos no rechazar la hipótesis nula de especificación lineal correcta, permitiendo afirmar que la relación entre las variables de cada modelo está correctamente definida como de tipo lineal.

Una vez contrastada como correcta la especificación lineal de los modelos presentados para la Eurozona, se procede a analizar los residuos generados por los mismos. Se estudiará en primer lugar si los residuos generados presentan una distribución de tipo Normal, característica deseable aunque no imprescindible, y cuya ausencia no invalidaría los resultados obtenidos. La Normalidad será analizada mediante el contraste desarrollado por Jarque y Bera (1980), cuya hipótesis nula definirá una distribución de tipo Normal en los residuos. Se aplica este contraste sobre los siete modelos presentados, pudiéndose consultar los resultados mediante el valor del estadístico y su valor p asintótico en la Tabla 4.2.2.c.

Tabla 4.2.2.c: Resultados del contraste de Jarque-Bera sobre los residuos de los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

	JB	Valor p	Resultado
Modelo A	3,31743	0,19038	Normalidad
Modelo B	3,26995	0,19496	Normalidad
Modelo C	2,36962	0,30580	Normalidad
Modelo D	2,00917	0,36620	Normalidad
Modelo E	1,793000	0,40800	Normalidad
Modelo F	1,225410	0,54188	Normalidad
Modelo G	0,871055	0,64692	Normalidad

En la Tabla 4.2.2.c puede observarse como todos los modelos presentan un valor p asintótico superior al 5% de nivel de significación, lo que permite no rechazar la hipótesis

nula de que estos sigan una distribución Normal. Se acepta de este modo que los residuos son de tipo Normal para todos los modelos presentados para la economía de la Eurozona.

Se procede a continuación a analizar si los residuos generados por los modelos de estimación siguen un proceso tipo heterocedástico ARCH, donde la hipótesis nula a contrastar será la existencia de homocedasticidad. La Tabla 4.2.2.d expone los resultados del contraste ARCH de orden 2 para los siete modelos presentados, tanto en términos del estadístico del contraste como de su valor p asintótico. Puede observarse como todos los modelos presentan un valor p asintótico superior al nivel de significación lo que permite no rechazar la existencia de homocedasticidad. Se rechaza así que los residuos sigan un proceso heterocedástico lo que hubiera restado validez a los modelos y sus resultados.

Tabla 4.2.2.d: Resultados del contraste ARCH de heterocedasticidad condicional sobre los residuos de los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

	LM	Valor p	Resultado
Modelo A	2,978910	0,22550	No hay efecto ARCH
Modelo B	2,189620	0,33460	No hay efecto ARCH
Modelo C	4,411430	0,11017	No hay efecto ARCH
Modelo D	3,393180	0,18331	No hay efecto ARCH
Modelo E	0,522779	0,76998	No hay efecto ARCH
Modelo F	2,182010	0,33588	No hay efecto ARCH
Modelo G	1,205670	0,54726	No hay efecto ARCH

Se decide realizar un contraste adicional sobre la existencia de heterocedasticidad mediante el contraste desarrollado por White (1980) y que analizará si las variables explicativas están detrás de un posible proceso heterocedástico. Los resultados de este contraste, expuestos en la Tabla 4.2.2.e, muestran como para todos los modelos de la Eurozona, el resultado del valor p del contraste es superior al nivel de significación asumido. Este resultado permite no rechazar la hipótesis nula del contraste y por tanto no rechazar que los modelos siguen un proceso de tipo homocedástico.

Tabla 4.2.2.e: Resultados del contraste de White sobre los modelos de predicción para el caso de la Eurozona

	TR <sup>2</sup>	Valor p	Resultado
Modelo A	27,397507	0,12445	Homocedasticidad
Modelo B	35,581716	0,12473	Homocedasticidad
Modelo C	21,788393	0,35210	Homocedasticidad
Modelo D	27,555060	0,43418	Homocedasticidad
Modelo E	43,239233	0,15987	Homocedasticidad
Modelo F	43,129786	0,16265	Homocedasticidad
Modelo G	47,236428	0,34178	Homocedasticidad

El paso siguiente será analizar si los residuos generados siguen un proceso de tipo autorregresivo, lo que invalidaría la utilización de esos modelos. Al igual que en caso español, se tomará apoyo en dos tipos de contrastes. En primer lugar se utilizará el estadístico desarrollado por Durbin y Watson (1950, 1951) y que en algunos casos podría ofrecer un resultado de indeterminación, para a continuación aplicar el contraste desarrollado por Breusch (1978) y Godfrey (1978a, 1978b), que determinará si el proceso que siguen los residuos de cada modelo es de tipo autorregresivo o no.

Los resultados del estadístico de Durbin-Watson para cada modelo presentado pueden consultarse en la Tabla 4.2.2.f. Estos resultados deberán ser contrastados con los valores críticos de Durbin-Watson expuestos en la Tabla 2.2.1.a y que variarán según el tamaño de la muestra y el número de regresores. Los resultados de este contraste muestran un resultado de indeterminación para los Modelos B, F y G, mientras rechazan la existencia de un proceso de tipo autorregresivo en los Modelos A, C, D, E.

Tabla 4.2.2.f: Valores del estadístico de Durbin-Watson para los modelos de predicción de la economía de la Eurozona

	DW	Resultado
Modelo A	1,89203	No proceso AR
Modelo B	1,80668	Indeterminación AR
Modelo C	1,96436	No proceso AR
Modelo D	1,92586	No proceso AR
Modelo E	1,97406	No proceso AR
Modelo F	1,86710	Indeterminación AR
Modelo G	1,93448	Indeterminación AR

Ante la indefinición del anterior contraste para alguno de los casos analizados se aplicará el contraste de Breusch-Godfrey para determinar si los residuos de los modelos siguen un proceso de tipo autorregresivo. Se asumirán dos retardos a la hora de elaborar el contraste cuya hipótesis nula definirá la no existencia de un proceso autorregresivo en los residuos. Los resultados de este contraste para los siete modelos presentados pueden consultarse en la Tabla 4.2.2.g. En todos los casos el valor *p* asintótico del contraste se muestra superior al nivel de significación asumido en el estudio, lo que permitirá no rechazar la hipótesis nula y aceptar que ninguno de los residuos generados sigue un proceso autorregresivo.

Tabla 4.2.2.g: Resultados del contraste de Breusch-Godfrey con dos retardos sobre los residuos de los modelos predictivos de la economía de la Eurozona

	TR <sup>2</sup>	Valor p	Resultado
Modelo A	0,28720	0,866	No proceso AR
Modelo B	0,67450	0,714	No proceso AR
Modelo C	0,81301	0,666	No proceso AR
Modelo D	1,09288	0,579	No proceso AR
Modelo E	3,60897	0,165	No proceso AR
Modelo F	3,12701	0,209	No proceso AR
Modelo G	3,20528	0,201	No proceso AR

A lo largo del actual capítulo se han presentado siete modelos para la estimación del diferencial repo-OIS en la Eurozona. En todos ellos se ha definido como correcta la especificación funcional de tipo lineal asignada inicialmente a los mismos. Respecto al análisis de sus residuos, en todos los casos se ha comprobado que estos seguirán un proceso de tipo Normal, homocedástico y no autorregresivo, lo que permitirá otorgar validez al ajuste de sus variables y a los modelos generados.

### 4.2.3 Contraste de la capacidad predictiva de los modelos de predicción sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona

Una vez se ha contrastado la validez operativa de los modelos presentados para la economía de la Eurozona, se procede a continuación a analizar la capacidad predictiva de los mismos mediante el análisis de sus resultados de estimación para el ejercicio 2013. Se analizará durante ese año si las predicciones se han ajustado correctamente a los datos reales que tomó la variable de estudio. Para ello, se realizarán estimaciones puntuales de la variable además de estimaciones por intervalo<sup>68</sup>, lo que permitirá aproximar la corrección o no de las estimaciones. Se mostrarán al final de este capítulo los estadísticos de predicción para cada modelo, lo que permitirá determinar empíricamente el ajuste en la estimación de los mismos.

Adicionalmente se ha querido incluir, y al igual que en el caso español, un análisis sobre la capacidad predictiva de los modelos durante el ejercicio 2008. De este modo se contrastará el grado de efectividad de los modelos en un caso de tensiones extremas en los mercados

<sup>68</sup> Se asume para todas las estimaciones un intervalo de confianza al 95%

financieros, tratando de localizar asimismo puntos de ruptura en las estimaciones para determinar ante que escenarios podrían errar las estimaciones.

### Modelo A Eurozona

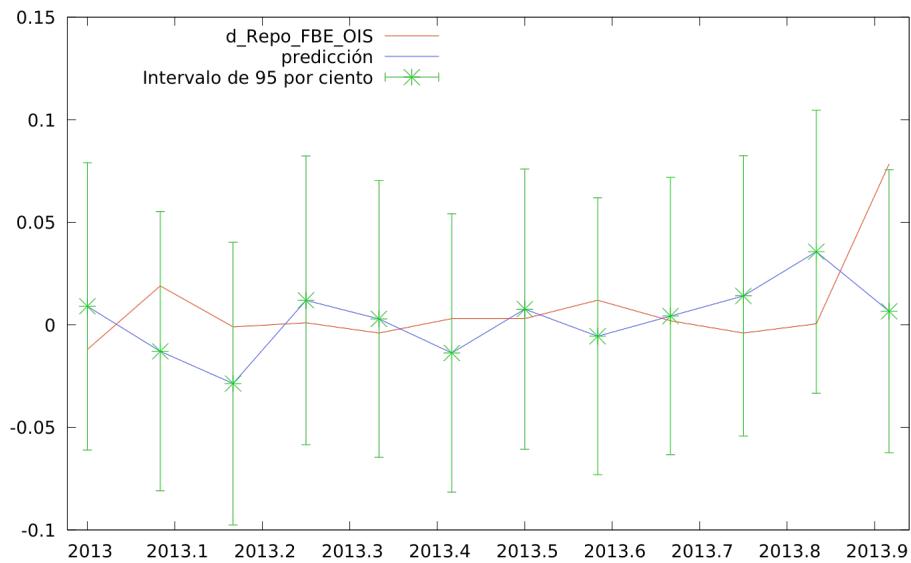
Se realizan a continuación las estimaciones sobre el diferencial repo FBE-OIS para el ejercicio 2013, mediante el contraste de los valores efectivos y estimados de la variable durante ese año. Se presentan predicciones puntuales y en forma de intervalo de predicción pudiéndose observar de este modo si los valores reales estuvieron incluidos dentro de los rangos de estimación presentados.

La Tabla 4.2.3.a presenta las estimaciones realizadas para el año 2013 mostrando el valor efectivo de la variable, la predicción puntual y el intervalo de estimación. Se observa como en todos los casos salvo en el dato de diciembre de 2013, el modelo estima correctamente el diferencial de estudio. Presenta de este modo un único punto de error en la predicción mostrándose como un modelo válido de estimación del diferencial repo-OIS en la Eurozona. El ajuste se presenta igualmente de forma gráfica en la Figura 4.2.3.a donde se observa como, excluyendo el dato de diciembre, los valores efectivos se incluyen dentro de los rangos de predicción estimados.

Tabla 4.2.3.a: Valores de predicción del Modelo A Eurozona sobre 2013

	d_Repo BdE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0090	-0,0610 - 0,0791
febrero-13	0,0190	-0,0129	-0,0810 - 0,0551
marzo-13	-0,0010	-0,0286	-0,0975 - 0,0403
abril-13	0,0010	0,0119	-0,0585 - 0,0824
mayo-13	-0,0040	0,0029	-0,0646 - 0,0704
junio-13	0,0030	-0,0137	-0,0815 - 0,0541
julio-13	0,0030	0,0076	-0,0606 - 0,0759
agosto-13	0,0120	-0,0056	-0,0731 - 0,0619
septiembre-13	0,0020	0,0042	-0,0634 - 0,0719
octubre-13	-0,0040	0,0141	-0,0543 - 0,0824
noviembre-13	0,0005	0,0356	-0,0333 - 0,1046
diciembre-13	0,0785	0,0066	-0,0623 - 0,0756

Figura 4.2.3.a: Valores de predicción del Modelo A Eurozona sobre 2013

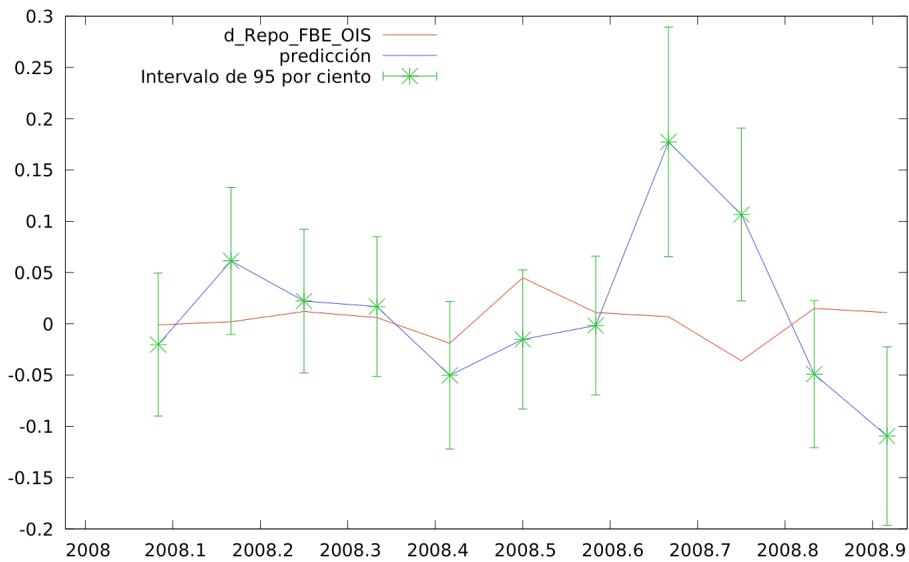


Se lleva a cabo un procedimiento similar de estimación esta vez sobre el ejercicio 2008. La Tabla 4.2.3.b muestra los resultados de estimación, puntual y por intervalo, además del valor real que tomo la variable repo FBE-OIS durante aquel ejercicio. Gráficamente se presentan los resultados mediante la Figura 4.2.3.b donde se puede observar la existencia de varios puntos de error en la predicción. Estos puntos se sitúan en la estimación de los meses de septiembre, octubre y diciembre, y sus causas serán debidamente tratadas en las conclusiones de este capítulo.

Tabla 4.2.3.b: Valores de predicción del Modelo A Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010	-0,0200	-0,090 - 0,049
marzo-08	0,0020	0,0610	-0,010 - 0,133
abril-08	0,0120	0,0220	-0,048 - 0,092
mayo-08	0,0060	0,0170	-0,051 - 0,085
junio-08	-0,0190	-0,0500	-0,122 - 0,022
julio-08	0,0450	-0,0150	-0,083 - 0,053
agosto-08	0,0110	-0,0020	-0,069 - 0,066
septiembre-08	0,0070	0,1770	0,065 - 0,290
octubre-08	-0,0360	0,1060	0,022 - 0,191
noviembre-08	0,0150	-0,0490	-0,121 - 0,023
diciembre-08	0,0110	-0,1090	-0,196 - -0,023

Figura 4.2.3.b: Valores de predicción del Modelo A Eurozona sobre 2008



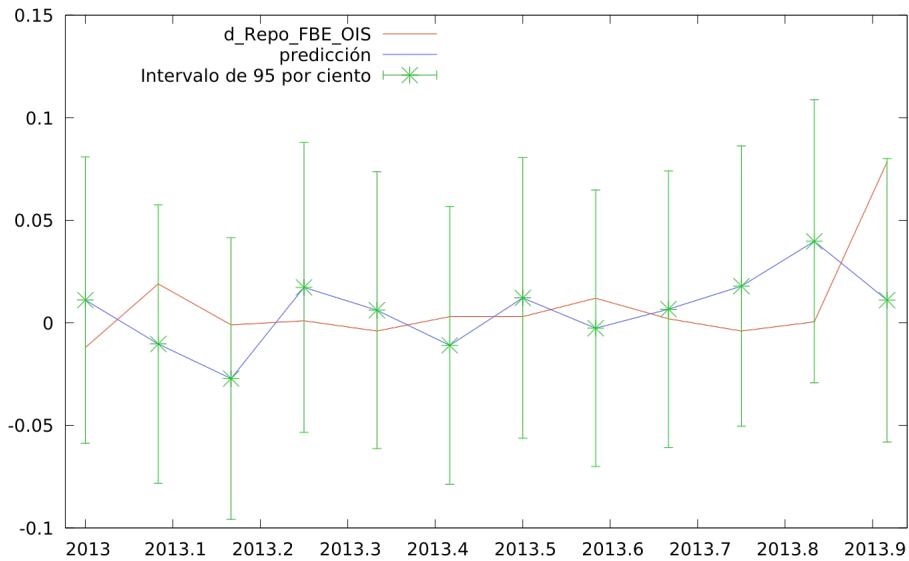
### Modelo B Eurozona

Se procede a continuación a la realización de predicciones mediante el Modelo B de la Eurozona, primero sobre 2013 y más tarde sobre 2008. El resultado de las estimaciones de este modelo para 2013, así como del valor real que tomó la variable durante ese ejercicio, puede consultarse en la Tabla 4.2.3.c. Se observa como para un intervalo del confianza del 95%, todas las estimaciones realizadas por el modelo son correctas, sin darse puntos de error en las estimaciones del mismo. Cabe destacar como el modelo es capaz de estimar correctamente el punto de diciembre de 2013 que se incluye dentro de su intervalo de estimación. Los resultados se exponen igualmente de forma gráfica mediante la Figura 4.2.3.c donde se observa como todas las estimaciones sobre 2013 resultan efectivas.

Tabla 4.2.3.c: Valores de predicción del Modelo B Eurozona sobre 2013

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0111	-0,0587 - 0,0810
febrero-13	0,0190	-0,0103	-0,0782 - 0,0576
marzo-13	-0,0010	-0,0272	-0,0958 - 0,0415
abril-13	0,0010	0,0173	-0,0534 - 0,0880
mayo-13	-0,0040	0,0062	-0,0613 - 0,0736
junio-13	0,0030	-0,0110	-0,0786 - 0,0567
julio-13	0,0030	0,0121	-0,0563 - 0,0806
agosto-13	0,0120	-0,0026	-0,0700 - 0,0648
septiembre-13	0,0020	0,0067	-0,0608 - 0,0741
octubre-13	-0,0040	0,0179	-0,0505 - 0,0863
noviembre-13	0,0005	0,0398	-0,0293 - 0,1088
diciembre-13	0,0785	0,0110	-0,0581 - 0,0801

Figura 4.2.3.c: Valores de predicción del Modelo B Eurozona sobre 2013

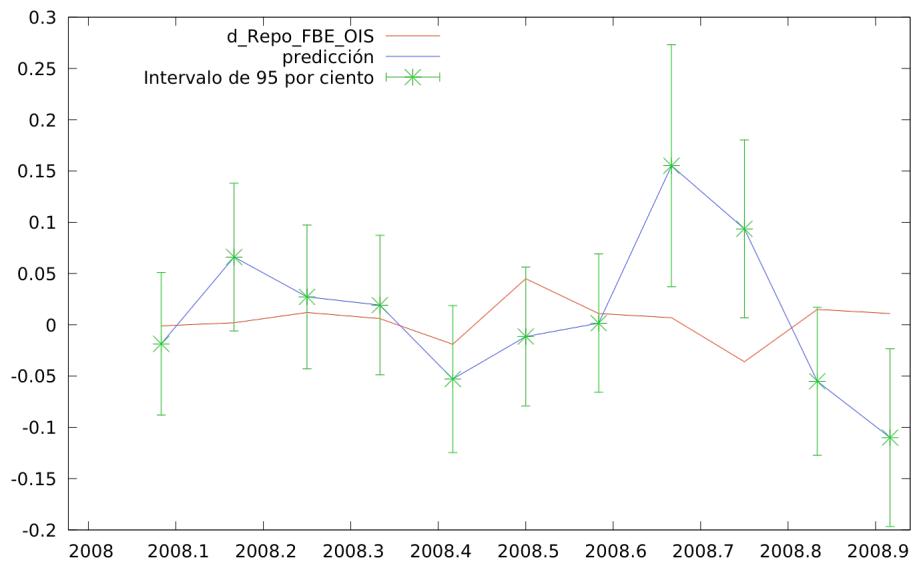


Se procede a realizar un análisis de estimación esta vez sobre el ejercicio 2008. Los resultados de este ejercicio predictivo se muestran en formato numérico mediante la Tabla 4.2.3.d y gráficamente mediante la Figura 4.2.3.d. Al igual que en el Modelo A Eurozona, se observan tres puntos de error en las predicciones de 2008, situados en los meses de septiembre, octubre y diciembre y que serán debidamente explicados en las conclusiones de este capítulo.

Tabla 4.2.3.d: Valores de predicción del Modelo B Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010	-0,0190	-0,088 - 0,051
marzo-08	0,0020	0,0660	-0,006 - 0,138
abril-08	0,0120	0,0270	-0,043 - 0,098
mayo-08	0,0060	0,0190	-0,049 - 0,087
junio-08	-0,0190	-0,0530	-0,125 - 0,019
julio-08	0,0450	-0,0110	-0,079 - 0,056
agosto-08	0,0110	0,0020	-0,066 - 0,069
septiembre-08	0,0070	0,1550	0,037 - 0,273
octubre-08	-0,0360	0,0940	0,007 - 0,180
noviembre-08	0,0150	-0,0550	-0,127 - 0,017
diciembre-08	0,0110	-0,1100	-0,197 - -0,023

Figura 4.2.3.d: Valores de predicción del Modelo B Eurozona sobre 2008



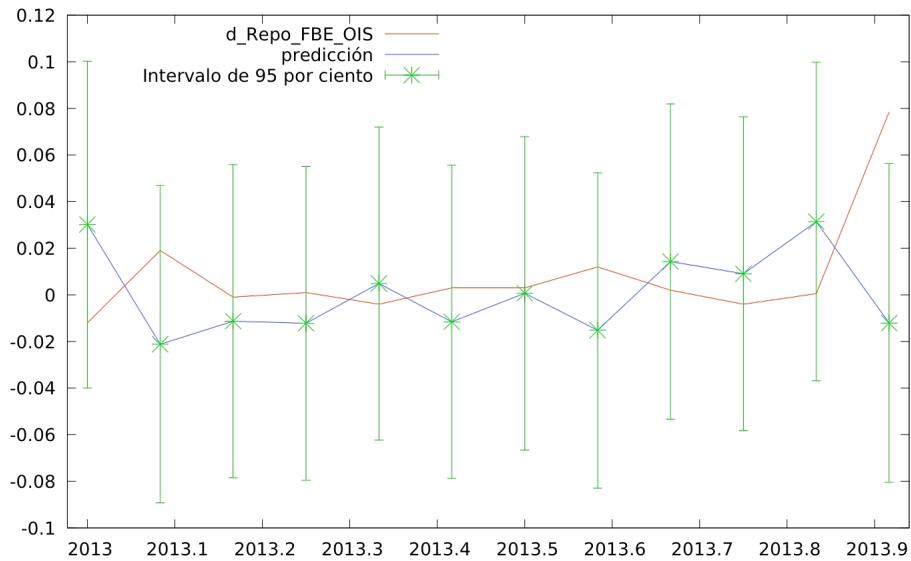
### Modelo C Eurozona

Se valida a continuación la capacidad predictiva del Modelo C sobre el diferencial repo FBE-OIS en la economía de la Eurozona. Los valores de predicción para el ejercicio 2013, tanto en valor específico como en intervalo de confianza, así como el valor real de la variable de estudio durante ese año son mostrados mediante la Tabla 4.2.3.e. El ajuste de estimaciones frente a los datos reales puede observarse gráficamente en la Figura 4.2.3.e. En ambos casos puede observarse como, al igual que ocurría en el Modelo A Eurozona, se produce un único punto de error en las predicciones del modelo situado en diciembre de 2013. El resto de puntos de predicción del ejercicio son estimados correctamente.

Tabla 4.2.3.e: Valores de predicción del Modelo C Eurozona sobre 2013

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0302	-0,0399 - 0,1002
febrero-13	0,0190	-0,0212	-0,0893 - 0,0469
marzo-13	-0,0010	-0,0113	-0,0785 - 0,0559
abril-13	0,0010	-0,0122	-0,0796 - 0,0552
mayo-13	-0,0040	0,0048	-0,0622 - 0,0719
junio-13	0,0030	-0,0116	-0,0787 - 0,0556
julio-13	0,0030	0,0007	-0,0665 - 0,0679
agosto-13	0,0120	-0,0152	-0,0829 - 0,0525
septiembre-13	0,0020	0,0143	-0,0534 - 0,0819
octubre-13	-0,0040	0,0091	-0,0583 - 0,0764
noviembre-13	0,0005	0,0314	-0,0369 - 0,0997
diciembre-13	0,0785	-0,0121	-0,0804 - 0,0563

Figura 4.2.3.e: Valores de predicción del Modelo C Eurozona sobre 2013

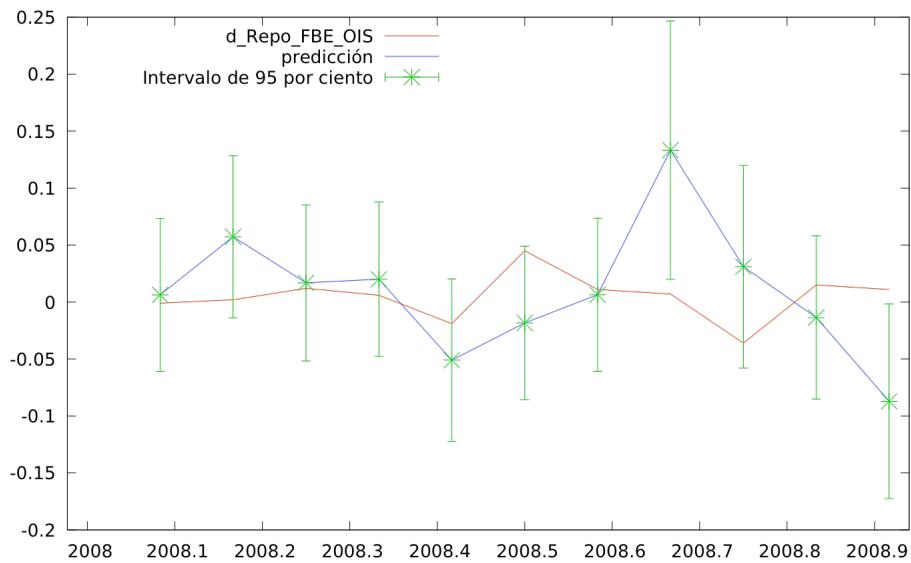


Se procede a realizar un proceso similar de estimación sobre el ejercicio 2008, cuyos resultados numéricos pueden ser consultados mediante la Tabla 4.2.3.f y de forma gráfica mediante la Figura 4.2.3.f. Se observan dos puntos de ruptura, en septiembre y diciembre de ese año, lo que parece mejorar el nivel de la estimación frente a los dos modelos anteriores.

Tabla 4.2.3.f: Valores de predicción del Modelo C Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010	0,0060	-0,061 - 0,073
marzo-08	0,0020	0,0570	-0,014 - 0,128
abril-08	0,0120	0,0170	-0,052 - 0,085
mayo-08	0,0060	0,0200	-0,048 - 0,088
junio-08	-0,0190	-0,0510	-0,122 - 0,020
julio-08	0,0450	-0,0180	-0,086 - 0,049
agosto-08	0,0110	0,0060	-0,061 - 0,074
septiembre-08	0,0070	0,1330	0,020 - 0,247
octubre-08	-0,0360	0,0310	-0,058 - 0,120
noviembre-08	0,0150	-0,0140	-0,085 - 0,058
diciembre-08	0,0110	-0,0870	-0,172 - -0,002

Figura 4.2.3.f: Valores de predicción del Modelo C Eurozona sobre 2008



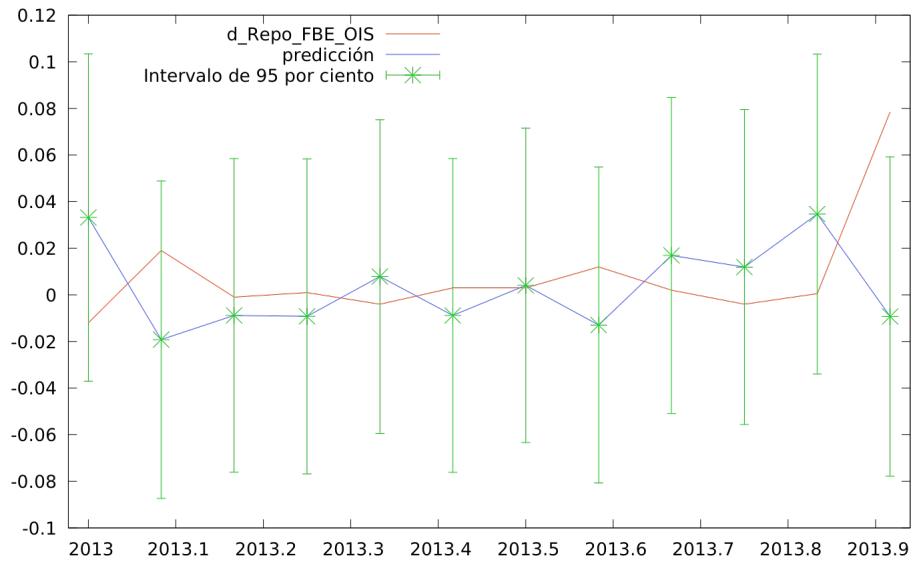
### Modelo D Eurozona

Se procede a realizar las estimaciones mediante el Modelo D sobre el diferencial repo-OIS en la Eurozona para el ejercicio 2013 y cuyos resultados se recogen en la Tabla 4.2.3.g. En dicha tabla puede observarse como todos los valores de 2013, salvo el dato de diciembre de ese año, son estimados correctamente por el modelo y se incluyen dentro de los intervalos de predicción. Estos resultados pueden consultarse de forma gráfica mediante la Figura 4.2.3.g

Tabla 4.2.3.g: Valores de predicción del Modelo D Eurozona sobre 2013

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0332	-0,0370 - 0,1034
febrero-13	0,0190	-0,0192	-0,0873 - 0,0490
marzo-13	-0,0010	-0,0088	-0,0761 - 0,0585
abril-13	0,0010	-0,0092	-0,0768 - 0,0584
mayo-13	-0,0040	0,0078	-0,0594 - 0,0751
junio-13	0,0030	-0,0088	-0,0761 - 0,0585
julio-13	0,0030	0,0041	-0,0634 - 0,0716
agosto-13	0,0120	-0,0130	-0,0807 - 0,0548
septiembre-13	0,0020	0,0169	-0,0509 - 0,0847
octubre-13	-0,0040	0,0119	-0,0556 - 0,0795
noviembre-13	0,0005	0,0347	-0,0339 - 0,1033
diciembre-13	0,0785	-0,0093	-0,0778 - 0,0593

Figura 4.2.3.g: Valores de predicción del Modelo D Eurozona sobre 2013

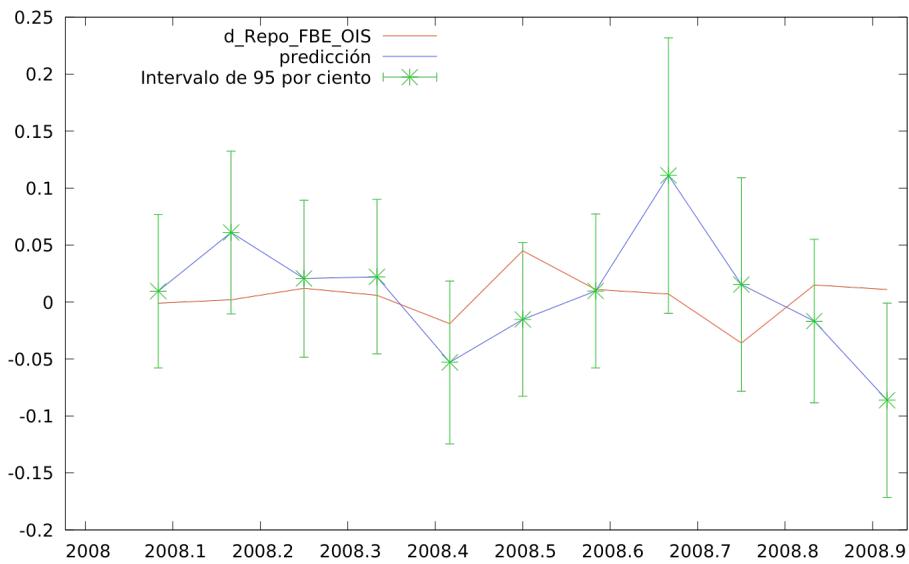


Se analiza a continuación la capacidad predictiva del Modelo D durante el ejercicio 2008. Los resultados en forma numérica son expuestos mediante la Tabla 4.2.3.h y de forma gráfica mediante la Figura 4.2.3.h. Puede observarse como esta vez el modelo es capaz de predecir correctamente las observaciones de septiembre y octubre de 2008, errando únicamente en la estimación del dato de diciembre.

Tabla 4.2.3.h: Valores de predicción del Modelo D Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010	0,0100	-0,058 - 0,077
marzo-08	0,0020	0,0610	-0,010 - 0,132
abril-08	0,0120	0,0210	-0,048 - 0,089
mayo-08	0,0060	0,0220	-0,046 - 0,090
junio-08	-0,0190	-0,0530	-0,124 - 0,018
julio-08	0,0450	-0,0150	-0,083 - 0,052
agosto-08	0,0110	0,0100	-0,058 - 0,077
septiembre-08	0,0070	0,1110	-0,010 - 0,232
octubre-08	-0,0360	0,0150	-0,078 - 0,109
noviembre-08	0,0150	-0,0170	-0,089 - 0,055
diciembre-08	0,0110	-0,0860	-0,171 - -0,001

Figura 4.2.3.h: Valores de predicción del Modelo D Eurozona sobre 2008



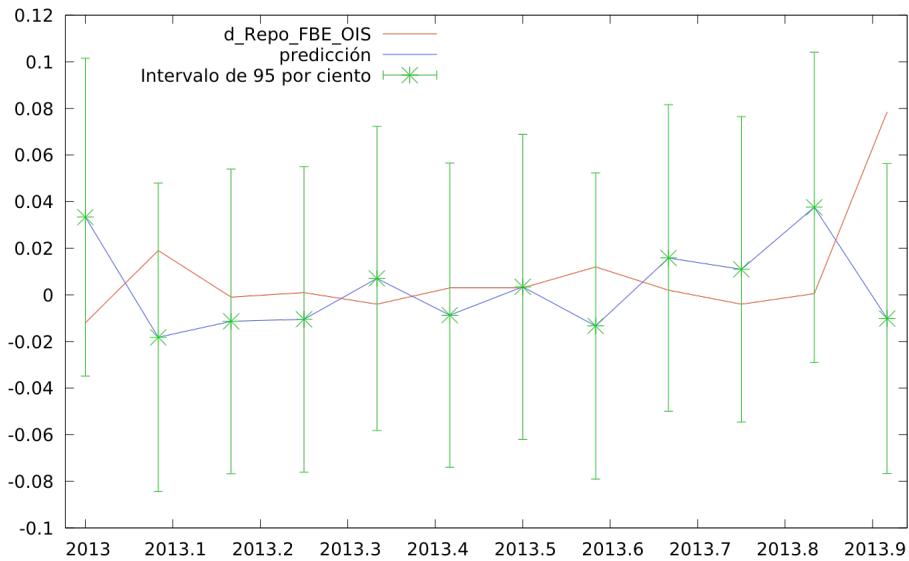
### Modelo E Eurozona

El presente modelo, el primero que presenta una variable con retardos en los modelos de la Eurozona, consigue mejorar el ajuste y logra aumentar el valor de su  $R^2$  corregido. Se analiza la capacidad predictiva de este modelo que incluye un retardo sobre la variable Euribor-OIS, mediante el análisis de su predicciones sobre 2013. Se estudiará asimismo si las estimaciones realizadas sobre el ejercicio 2008 fueron acertadas o si por el contrario se presentaron puntos de error en las estimaciones. Los resultados de la estimación para el año 2013, tanto en valor específico como en forma de intervalo de confianza, así como los valores reales que tomó la variable de estudio durante ese ejercicio son mostrados mediante la Tabla 4.2.3.i. El ajuste de las estimaciones puede ser consultado de forma gráfica en la Figura 4.2.3.i, donde se observa como la estimación del dato de diciembre de 2013 no se ajusta al dato que efectivamente tomó la variable en esa fecha.

Tabla 4.2.3.i: Valores de predicción del Modelo E Eurozona sobre 2013

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0334	-0,0348 - 0,1015
febrero-13	0,0190	-0,0182	-0,0843 - 0,0479
marzo-13	-0,0010	-0,0113	-0,0767 - 0,0540
abril-13	0,0010	-0,0105	-0,0761 - 0,0551
mayo-13	-0,0040	0,0070	-0,0582 - 0,0723
junio-13	0,0030	-0,0087	-0,0740 - 0,0566
julio-13	0,0030	0,0035	-0,0620 - 0,0689
agosto-13	0,0120	-0,0133	-0,0791 - 0,0524
septiembre-13	0,0020	0,0158	-0,0499 - 0,0816
octubre-13	-0,0040	0,0110	-0,0546 - 0,0765
noviembre-13	0,0005	0,0376	-0,0290 - 0,1042
diciembre-13	0,0785	-0,0102	-0,0767 - 0,0563

Figura 4.2.3.i: Valores de predicción del Modelo E Eurozona sobre 2013

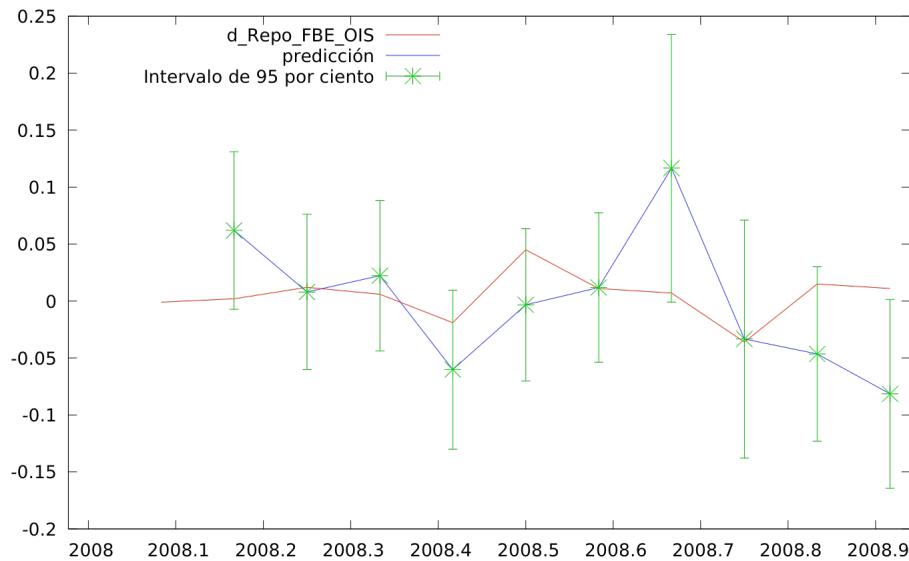


Una vez contrastada la alta efectividad de las predicciones del Modelo E sobre 2013, se procede a realizar las estimaciones sobre el ejercicio 2008. Los valores de estimación y sus resultados respecto a los valores efectivos de la variable son mostrados mediante la Tabla 4.2.3.j. Este modelo, al igual que el Modelo D, solo presenta un punto de error en sus estimaciones sobre 2008 situado en diciembre de ese año. De este modo ambos modelos se postulan como candidatos adecuados para la realización de predicciones del diferencial repo-OIS en ejercicios de elevada incertidumbre financiera. Los resultados pueden ser consultados de forma gráfica mediante la Figura 4.2.3.j.

Tabla 4.2.3.j: Valores de predicción del Modelo E Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010		
marzo-08	0,0020	0,0620	-0,007 - 0,131
abril-08	0,0120	0,0080	-0,060 - 0,076
mayo-08	0,0060	0,0220	-0,044 - 0,088
junio-08	-0,0190	-0,0600	-0,130 - 0,010
julio-08	0,0450	-0,0030	-0,070 - 0,063
agosto-08	0,0110	0,0120	-0,054 - 0,077
septiembre-08	0,0070	0,1170	-0,001 - 0,234
octubre-08	-0,0360	-0,0330	-0,138 - 0,071
noviembre-08	0,0150	-0,0460	-0,123 - 0,030
diciembre-08	0,0110	-0,0820	-0,164 - 0,001

Figura 4.2.3.j: Valores de predicción del Modelo E Eurozona sobre 2008



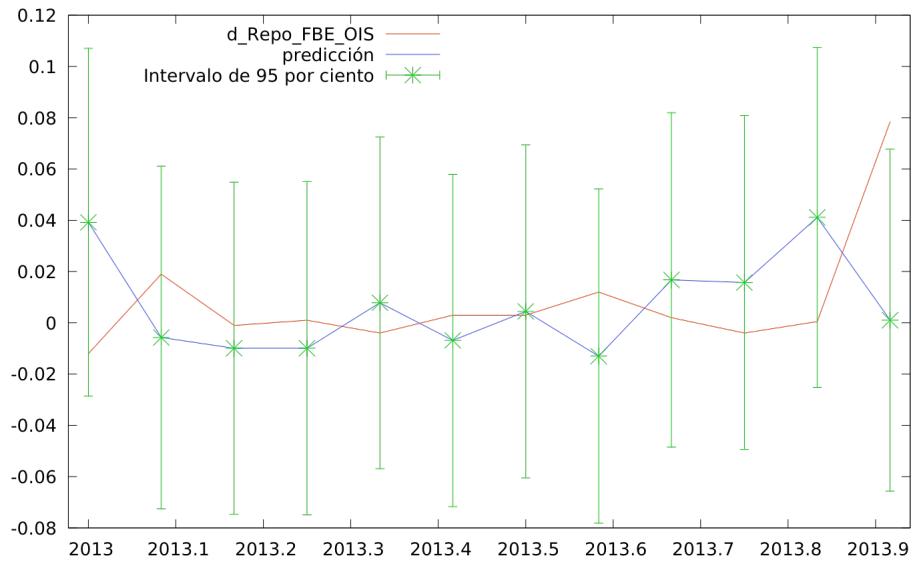
### Modelo F Eurozona

El presente modelo, denominado Modelo F, presenta al igual que el modelo anterior un retraso en una de sus variables. Se analizará la capacidad predictiva de este modelo primero sobre 2013 y posteriormente sobre el año 2008. Los valores de estimación para el ejercicio 2013, y su ajuste respecto al valor real de la variable pueden consultarse en la Tabla 4.2.3.k. El ajuste presentado de forma gráfica de las estimaciones puede ser consultado en la Figura 4.2.3.k. Al igual que en los casos anteriores, el modelo estima de forma correcta todas las observaciones de 2013 salvo el dato de diciembre de ese año, hecho que se analizará debidamente en las conclusiones del capítulo.

Tabla 4.2.3.k: Valores de predicción del Modelo F Eurozona sobre 2013

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0392	-0,0286 - 0,1070
febrero-13	0,0190	-0,0057	-0,0726 - 0,0611
marzo-13	-0,0010	-0,0099	-0,0747 - 0,0549
abril-13	0,0010	-0,0099	-0,0749 - 0,0551
mayo-13	-0,0040	0,0078	-0,0569 - 0,0725
junio-13	0,0030	-0,0069	-0,0717 - 0,0580
julio-13	0,0030	0,0044	-0,0605 - 0,0694
agosto-13	0,0120	-0,0130	-0,0782 - 0,0522
septiembre-13	0,0020	0,0167	-0,0485 - 0,0820
octubre-13	-0,0040	0,0157	-0,0494 - 0,0808
noviembre-13	0,0005	0,0411	-0,0252 - 0,1074
diciembre-13	0,0785	0,0010	-0,0657 - 0,0677

Figura 4.2.3.k: Valores de predicción del Modelo F Eurozona sobre 2013

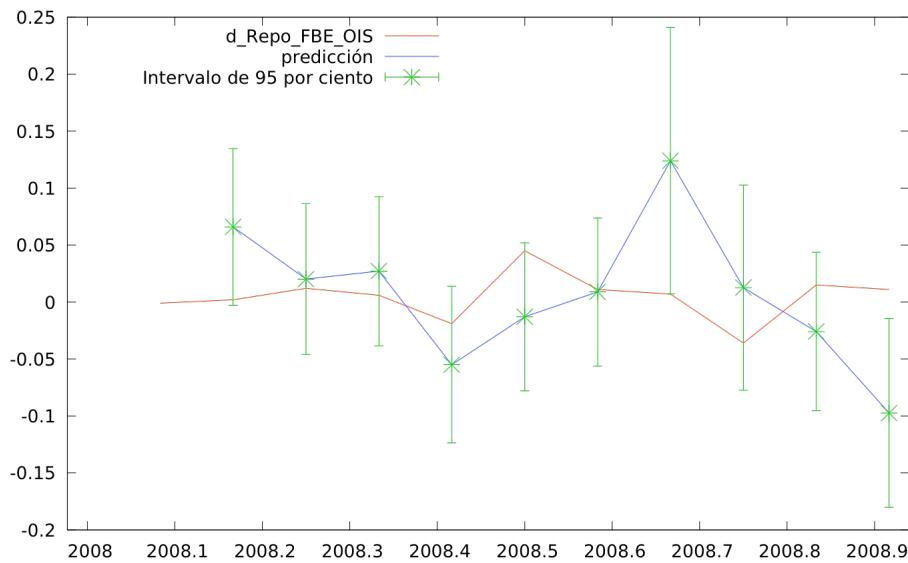


Se estudia a continuación la capacidad predictiva del Modelo F en un escenario de elevada incertidumbre mediante el análisis de sus estimaciones sobre el año 2008. Los resultados de este proceso pueden consultarse numéricamente en la Tabla 4.2.3.l y gráficamente mediante la Figura 4.2.3.l. Al igual que en casos anteriores, el modelo falla en la estimación del dato de diciembre de 2008, resultando adecuado en la estimación del resto de puntos del año.

Tabla 4.2.3.l: Valores de predicción del Modelo F Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010		
marzo-08	0,0020	0,0660	-0,003 - 0,135
abril-08	0,0120	0,0200	-0,046 - 0,086
mayo-08	0,0060	0,0270	-0,038 - 0,093
junio-08	-0,0190	-0,0550	-0,124 - 0,014
julio-08	0,0450	-0,0130	-0,078 - 0,052
agosto-08	0,0110	0,0090	-0,056 - 0,074
septiembre-08	0,0070	0,1240	0,007 - 0,241
octubre-08	-0,0360	0,0130	-0,077 - 0,103
noviembre-08	0,0150	-0,0260	-0,095 - 0,044
diciembre-08	0,0110	-0,0970	-0,180 - -0,015

Figura 4.2.3.k: Valores de predicción del Modelo F Eurozona sobre 2008



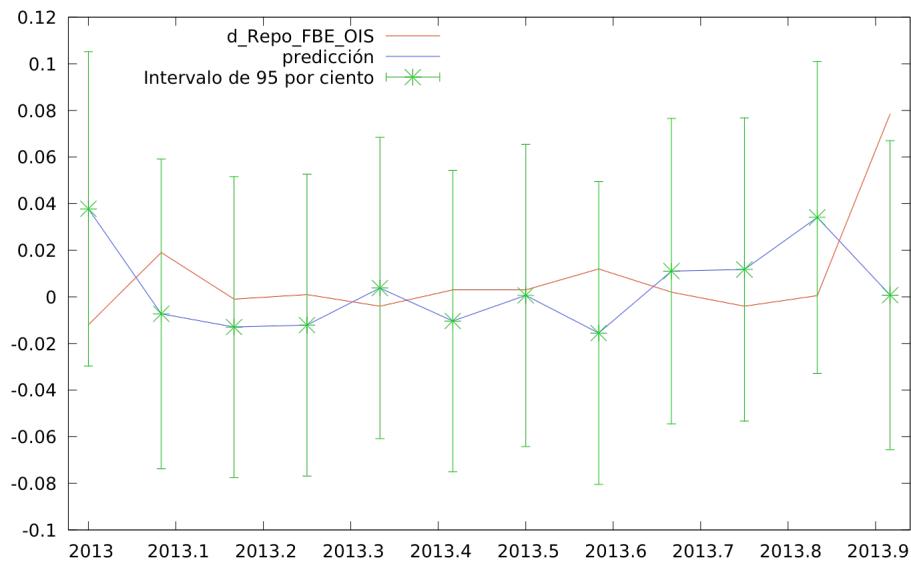
### Modelo G Eurozona

Se analiza finalmente la capacidad predictiva del último modelo presentado y denominado Modelo G. Este modelo que incorporó en su creación dos variables con retardos, consiguió el mayor grado de ajuste de entre todos los modelos presentados para la economía de la Eurozona. Los valores de estimación para el ejercicio 2013 se presentan en formato numérico en la Tabla 4.2.3.m, junto a los intervalos de estimación y el valor real de la variable. De forma gráfica, el ajuste es presentado mediante la Figura 4.2.3.m. Puede observarse como, al igual que en los modelos anteriores excepto el Modelo B, la predicción sobre el dato de diciembre de 2013 no resulta acertada, mientras el resto de meses del año son estimados correctamente.

Tabla 4.2.3.m: Valores de predicción del Modelo G Eurozona sobre 2013

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-13	-0,0120	0,0377	-0,0297 - 0,1052
febrero-13	0,0190	-0,0073	-0,0738 - 0,0592
marzo-13	-0,0010	-0,0130	-0,0775 - 0,0516
abril-13	0,0010	-0,0121	-0,0768 - 0,0526
mayo-13	-0,0040	0,0038	-0,0609 - 0,0685
junio-13	0,0030	-0,0103	-0,0750 - 0,0543
julio-13	0,0030	0,0006	-0,0642 - 0,0655
agosto-13	0,0120	-0,0156	-0,0805 - 0,0494
septiembre-13	0,0020	0,0111	-0,0544 - 0,0766
octubre-13	-0,0040	0,0117	-0,0533 - 0,0768
noviembre-13	0,0005	0,0341	-0,0328 - 0,1009
diciembre-13	0,0785	0,0007	-0,0656 - 0,0670

Figura 4.2.3.m: Valores de predicción del Modelo G Eurozona sobre 2013

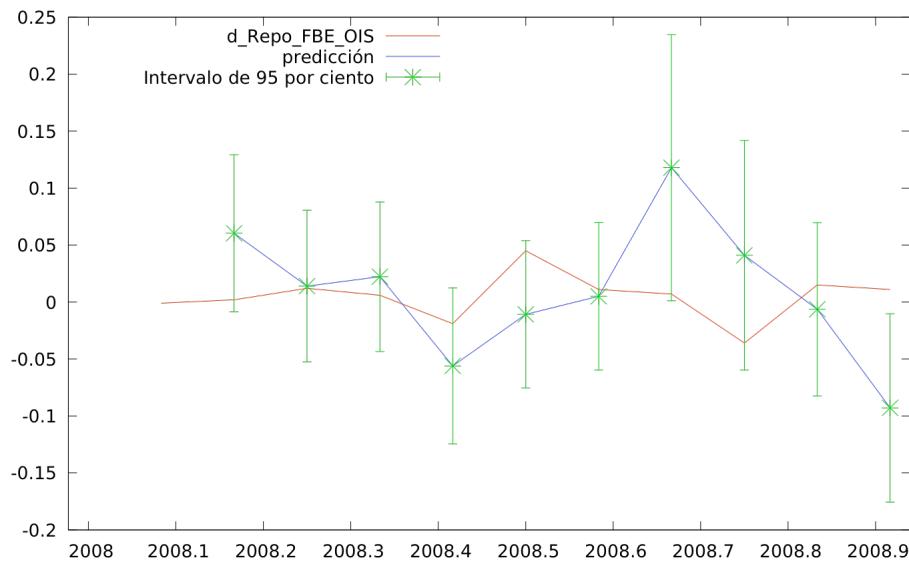


Se realizan finalmente las predicciones del Modelo G sobre el ejercicio 2008, con el objeto de analizar su comportamiento de estimación durante ese ejercicio. Los resultados en forma de estimación puntual, estimación por intervalo y valor real de la variable son presentados en la Tabla 4.2.3.n, mientras el ajuste es presentado gráficamente mediante la Figura 4.2.3.n. Puede observarse como el modelo consigue una alta efectividad en sus estimaciones sobre 2008, presentando un único punto de error situado en diciembre de ese año.

Tabla 4.2.3.n: Valores de predicción del Modelo G Eurozona sobre 2008

	d_Repo FBE - OIS	Predicción	Intervalo de confianza 95%
enero-08			
febrero-08	-0,0010		
marzo-08	0,0020	0,0600	-0,009 - 0,129
abril-08	0,0120	0,0140	-0,053 - 0,081
mayo-08	0,0060	0,0220	-0,043 - 0,088
junio-08	-0,0190	-0,0560	-0,124 - 0,012
julio-08	0,0450	-0,0110	-0,076 - 0,054
agosto-08	0,0110	0,0050	-0,060 - 0,070
septiembre-08	0,0070	0,1180	0,001 - 0,235
octubre-08	-0,0360	0,0410	-0,060 - 0,142
noviembre-08	0,0150	-0,0060	-0,083 - 0,070
diciembre-08	0,0110	-0,0930	-0,175 - -0,010

Figura 4.2.3.m: Valores de predicción del Modelo G Eurozona sobre 2008



Con el objeto de presentar de forma resumida los resultados finales de estimación, se presenta a continuación los estadísticos de evaluación de la predicción de los modelos de la Eurozona. Los resultados de predicción sobre el ejercicio 2013 son presentados en la Tabla 4.2.3.n, mientras los resultados sobre el ejercicio 2008 son mostrados en la Tabla 4.2.3.o. La comparativa del error de estimación entre modelos tendrá como objetivo la definición de aquellos con mejor comportamiento de estimación tanto en ejercicios de relativa calma como en aquellos de elevada incertidumbre.

Tabla 4.2.3.n: Estadísticos de evaluación de la predicción para 2013 de los modelos predictivos de la economía de la Eurozona

	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Modelo A	0,0008113	0,022057
Modelo B	0,0007944	0,023002
Modelo C	0,0011825	0,025467
Modelo D	0,0011601	0,025326
Modelo E	0,0011865	0,025627
Modelo F	0,0010460	0,024701
Modelo G	0,0009989	0,024021

Tabla 4.2.3.o: Estadísticos de evaluación de la predicción para 2008 de los modelos predictivos de la economía de la Eurozona

	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Modelo A	0,0069840	0,063746
Modelo B	0,0061354	0,061671
Modelo C	0,0035686	0,045571
Modelo D	0,0029671	0,043106
Modelo E	0,0032261	0,043683
Modelo F	0,0038752	0,050433
Modelo G	0,0037665	0,048855

### 4.3. Presentación de resultados auxiliares: Interpretación de los resultados y conclusiones

El presente capítulo ha desarrollado la elaboración de siete modelos de estimación del diferencial repo FBE – OIS en la Eurozona, comprobando la validez de los mismos y obteniendo sus estimaciones para 2013 y 2008. Al igual que en el capítulo anterior, todos los modelos presentados muestran una relación de equilibrio a largo plazo basada en un estudio previo de estacionariedad realizado en el Capítulo 2.2 de esta Tesis Doctoral. De este modo, se han asumido en primeras diferencias aquellas variables inicialmente no estacionarias, coexistiendo en los modelos con variables estacionarias de tipo I(0) y generando modelos estables de predicción.

El proceso de validación de los modelos ha mostrado interesantes conclusiones. Se han detectado problemas de multicolinealidad entre las variables en primeras diferencias relativas a los CDS de instituciones financieras europeas, y al índice de volatilidad sobre opciones de Eurostoxx-50 VSTOXX. Estas variables, además de presentar una elevada correlación, han sido contrastadas de forma conjunta determinando un problema de multicolinealidad en su participación conjunta en los modelos. De este modo futuros modelos de estimación en la Eurozona, ya sean sobre su mercado monetario u otro mercado, deberán tener en cuenta este resultado evitando el uso conjunto de estas variables.

Se ha contrastado la especificación funcional de los modelos presentados, determinándose en todos los casos que estos cumplen una forma funcional de tipo lineal. Adicionalmente han sido estudiados los residuos generados como paso necesario para la validación de los modelos de estimación. Se ha concluido mediante el contraste de Jaque-Bera que estos siguen en todos los casos una distribución de tipo Normal. También en todos los casos se ha determinado que los residuos generados siguen un proceso de tipo homocedástico,

descartando así la existencia de heterocedasticidad. Finalmente se ha estudiado si los residuos presentan un comportamiento de tipo autorregresivo, lo que igualmente pondría en duda la validez de los modelos de estimación. Para ello se llevó a cabo primeramente el contraste de Durbin-Watson y posteriormente el de Breusch-Godfrey, que terminó por determinar como de tipo no autorregresivo los residuos de todos los modelos presentados sobre la Eurozona.

Analizando el ajuste de los modelos generados para el periodo 2009-12, se observa como se producen dos puntos de fricción en las estimaciones comunes a todos los modelos y que se sitúan en agosto y septiembre de 2010. Aunque en los dos casos los modelos supieron predecir el sentido del movimiento del diferencial de estudio, este fue mucho más pronunciado que el movimiento finalmente estimado por los modelos. La explicación del dato de agosto debe buscarse en las malas expectativas económicas que acentuaron el proceso de huida hacia la calidad y reducción en el tipo repo de máxima calidad en la Eurozona. En julio de 2010 la agencia de calificación Moody's amenazaba con reducir la nota a España en menos de tres meses y al final de aquel mes la tasa de paro aumentaba en España hasta situarse en el 20,09%<sup>69</sup>, hechos que incrementaban el pesimismo sobre la evolución de las economías periféricas y que pudo afectar al mercado repo de máxima calidad en Europa. Septiembre fue sin embargo un mes marcado por el optimismo, con el Tesoro Español captando elevados niveles de financiación en los mercados de Letras y Bonos y que permitió repuntar el tipo repo de máxima calidad en Europa en base al optimismo generado.

Una vez validados por el estudio los modelos de predicción presentados, se procede a continuación a analizar la dirección en que las distintas variables intervenientes influyeron en la evolución del diferencial de análisis. Analizando en un primer lugar aquellas variables representativas de la percepción del riesgo, se encontró que para todos los modelos en que intervenían se dió una relación negativa de la variable CDS de instituciones financieras europeas y de la variable VSTOXX frente a la evolución del diferencial de estudio. Esta relación indica como incrementos en la percepción del riesgo, tanto sobre la banca de inversión europea como sobre las compañías cotizadas en Eurostoxx-50, provocaría reducciones en el diferencial repo-OIS en la Eurozona. Este hecho vendría explicado por el papel de activo refugio que ha jugado durante los últimos años la deuda pública de máxima calidad en la Eurozona y que compone precisamente el colateral del repo de la FBE. De este modo el incremento en el riesgo percibido provocaría un efecto de huida hacia la calidad provocando un fuerte incremento en la demanda de esos activos que se vería canalizada mediante la compra de repo. Esta elevada demanda provocaría que a cambio de recibir esos activos como garantía, agentes financieros podrían aceptar tipos de interés muy reducidos o incluso negativos a cambio de su financiación.

Una relación de causalidad negativa presentarán asimismo las variables representativas del nivel de apelación al Eurosistema. De este modo mayores incrementos en los volúmenes en que los bancos de la Eurozona acuden a la facilidad marginal de depósito provocarán retrocesos en el diferencial repo FBE – OIS. Mayores apelaciones a esta facilidad del BCE podrían ser síntoma de un exceso de liquidez en el sistema o, como se cree en este estudio, de un exceso de cautela de los bancos europeos frente a sus contrapartidas a la hora de prestar sus fondos excedentarios. En esta situación esta variable sería indicativa de la cautela con que estos bancos observan a sus contrapartidas y por ende del riesgo percibido en las mismas. De este modo incrementos en esta variable provocarían un aumento de la

---

<sup>69</sup> Fuente: INE

demandas de activos de calidad en Europa lo que acabaría afectando al tipo repo en la Eurozona.

La facilidad marginal de crédito presentará del mismo modo una relación negativa con el repo – OIS en la Eurozona. En este caso, mayores apelaciones al crédito del BCE es un indicativo claro de dificultad de obtención de fondos en el sistema. La relación negativa muestra como una percepción negativa derivada de las dificultades de los miembros del mercado en la obtención de fondos, deriva en un proceso búsqueda de activos refugio y de huida hacia la calidad. Esta variable sin embargo, no ha resultado estadísticamente significativa (5% significación) en ninguno de los modelos en que ha intervenido, por lo que estos resultados deben ser tomados con cautela.

Indicativa de los riesgos derivados de los problemas generados por las denominadas economías periféricas en la crisis de la deuda europea, será la variable relativa al diferencial repo BdE – repo FBE. Esta variable, que resulta estadísticamente significativa en todos los modelos generados, presenta una relación negativa con el diferencial de estudio. El sentido de esta relación deja claro que empeoramientos en la crisis de deuda en España provocaban un aumento de la demanda de activos de calidad en Europa y por tanto una rebaja en los costes de financiación para los agentes que poseyeran esos activos.

Existen dos variables, Euribor-OIS y operaciones de mercado abierto, que han intervenido en todos los modelos mostrándose significativas y presentando una relación positiva con el diferencial de estudio analizado en este capítulo. En el caso de la variable Euribor-OIS, representativa de la toma de fondos no garantizados en la Eurozona, debe tenerse en cuenta la propia naturaleza del tipo Euribor, indicativo de las expectativas económicas a corto plazo en la economía de la Eurozona. De este modo la percepción de una mejoría en la crisis de deuda con incrementos en el tipo Euribor, provocaría descensos en la demanda de activos de calidad en la Eurozona derivando en un aumento de los tipos repo de operaciones con esos activos como colateral.

La segunda variable que resultó estadísticamente significativa y con relación positiva respecto al diferencial de estudio fue la variable operaciones de mercado abierto del BCE. Esta relación positiva implica la efectividad de este tipo de medidas extraordinarias tomadas por la Institución Europea. De este modo incrementos en los volúmenes de estas financiaciones mejoraron fuertemente la liquidez del sistema financiero europeo logrando mejorar la percepción del mismo. Incrementos en el volumen de estas operaciones provocarían incrementos en el diferencial repo FBE – OIS, indicando una menor huida hacia esos activos y denotando una mejoría en la percepción de la economía europea.

Finalmente, se tratará la relación entre las variables tomadas con retardos en los modelos y que resultaron significativas, Euribor-OIS y repo BdE – repo FBE. La relación entre el primer retardo de estas variables en primeras diferencias con la variable de estudio, también en primeras diferencias, resultó negativa para los tres modelos en que intervinieron. En el caso del diferencial repo BdE – repo FBE, incrementos hoy de este diferencial derivados de un aumento en las dificultades de la crisis de deuda, provocarán durante el siguiente mes reducciones en el diferencial de estudio por el aumento en la demanda de activos de calidad. En el caso del Euribor-OIS incrementos hoy del Euribor representativos de una mejora a corto plazo en la situación económica coincidirán con reducciones futuras en el tipo repo de máxima calidad. Esta relación podría dejar entrever el no cumplimiento de las expectativas de mejora y la consecuente reducción en el tipo repo de alta calidad en Europa. De cualquier modo debe tenerse en cuenta que esta variable únicamente interviene en uno de los modelos predictivos presentados debiendo ser su análisis objeto de futuros estudios que podrán ampliar información sobre la misma.

En lo referente al poder predictivo de los modelos, y analizando en un primer lugar las estimaciones sobre el ejercicio 2013, únicamente el Modelo B estima todos los puntos de ese año de forma correcta. El resto de modelos estiman correctamente todos los datos de ese año hasta noviembre, fallando en la estimación del dato de diciembre. Diciembre de 2013 fue un mes altamente influenciado por las perspectivas del sector financiero europeo de que éste sería el mes de referencia para las pruebas de revisión de activos financieros (*Asset Quality Review*, AQR) previstas para 2014. Adicionalmente se produjo un fuerte incremento en la devolución de la financiación obtenida mediante LTROs por parte de los bancos europeos lo que pudo generar tensiones de liquidez en el sector a final del año<sup>70</sup>, tal y como ya se definió en el Capítulo 1 y se mostró mediante la Figura 1.4.1.b y 1.4.1.c.. Este efecto pudo ser incrementado por la venta de activos de deuda nacional por parte de entidades financieras de países como España y que fueron comprados en su mayoría por no residentes<sup>71</sup>.

La estimación sobre el ejercicio 2008 muestra tres puntos de error en las estimaciones situados en septiembre, octubre y diciembre de aquel año. El error en la estimación de los datos de septiembre y octubre debe buscarse en la crisis financiera de EEUU con la intervención en septiembre de ese año del banco Lehman Brothers y la aseguradora AIG. Respecto al dato de diciembre, todos los modelos estimaron una mayor caída en el tipo repo que la que finalmente se produjo, anticipando los problemas en los mercados europeos que estaban por venir. Igualmente debe tenerse en cuenta que 2008 fue un año de elevadas distorsiones en los mercados, y los movimientos para el cierre contable del año podrían estar detrás de estos errores en la estimación.

Finalmente se desea determinar qué modelos se han comportado de forma más correcta en sus predicciones tanto sobre 2013 como sobre 2008. Respecto al ejercicio 2013 y comparando los estadísticos de validación de la predicción para todos los modelos, se encuentra que es el Modelo B, aquel que no presentaba ningún punto de error en sus estimaciones, el que presenta un mejor dato de su error cuadrático medio. Analizando el error absoluto medio será el Modelo A el que presente un menor valor del estadístico. Respecto al análisis de error sobre las predicciones de 2008, se encuentra que son el Modelo D, el Modelo E y el Modelo C, por ese orden, los que mejor dato de error cuadrático medio y error absoluto medio presentan respecto al resto.

Se presentan por tanto los Modelos A y B de la Eurozona como aquellos con mejor capacidad predictiva ante una situación en los mercados de relativa estabilidad financiera. Dado que el Modelo B incorpora una variable que resultó no significativa mientras que en el Modelo A todas sus variables resultaron altamente significativas, se cree conveniente presentar como modelo candidato para la realización de estimaciones futuras a este último. Respecto a las predicciones para un escenario de elevada incertidumbre, los Modelos C, D y E presentaron los mejores resultados aunque para ello, D y E incorporaron una variable que resultó no significativa. Debido a ello y buscando la mayor capacidad operativa en las predicciones, se presenta como modelo de estimación más adecuado al Modelo C, con todas sus variables significativas y buenos niveles en sus estadísticos de predicción de error.

---

<sup>70</sup> Este hecho ocurrió aún cuando el BCE anuló la última posibilidad de devolución del año, que se esperaba fuera el 30 de diciembre, ante la expectativa de una relajación en los tipos de financiación (Fuente: BCE)

<sup>71</sup> La tenencia de Bonos y Obligaciones del Estado no segregados por parte de las entidades de crédito españolas cayó en diciembre de 2013 respecto a noviembre, en 15.851 millones de euros, mientras los no residentes aumentaron su posición en deuda nacional en 15.820 millones de euros (Fuente: Tesoro Público, [www.tesoro.es](http://www.tesoro.es))



# Conclusiones finales y aportaciones

La presente Tesis Doctoral ha tratado el funcionamiento de los mercados monetarios y de operaciones repo en España y la Eurozona a través del estudio de los condicionantes que han influido en la evolución del diferencial repo-OIS en ambas economías. Con este objetivo se ha desarrollado la presente investigación, obteniendo una serie de resultados que permiten ampliar el conocimiento de estos mercados, así como analizar en qué sentido se han visto afectados los costes de financiación en las dos áreas económicas. Cobra especial importancia el análisis de afectación de las variables relacionadas con la política monetaria del Eurosistema sobre los costes de financiación en ambas áreas. Esto es debido a que, si bien España es una economía altamente integrada en la Eurozona, la evolución de los costes de financiación en ambas áreas ha evolucionado de forma muy divergente durante el periodo analizado, aún cuando existe una política monetaria común dictada desde el Banco Central Europeo.

Antes de afrontar los principales resultados de esta Tesis Doctoral, se presentan una serie de resultados auxiliares, algunos de los cuales se han podido observar a lo largo de la investigación. Estos resultados serán de especial importancia con vistas a la elaboración de futuros estudios sobre los mercados monetarios en España y en la Eurozona.

Dentro de las aportaciones auxiliares de esta Tesis Doctoral se encuentra el estudio de volúmenes negociados respecto de la liquidez, activo colateralizado y tipología de operatoria en el mercado español y europeo de operaciones repo-simultaneas. Se ha determinado como, en el mercado español, son aquellas operaciones con plazo de vencimiento a un día las que presentan mayores volúmenes de negociación, seguidas por aquellas con vencimiento hasta un mes y por aquellas operaciones con vencimiento de uno a tres meses.

Respecto a los activos utilizados como colateral se ha observado, tanto para el mercado español como para el europeo, la alta incidencia de activos de riesgo soberano sobre otros tipos de activo como la renta fija corporativa. En el caso español se ha realizado un análisis del colateral en la operatoria repo-simultanea diferenciando la tipología de activo dentro de la deuda pública española. Se ha encontrado como, para ambas tipologías de operaciones, y con mayor incidencia en los plazos más cortos, son las operaciones con colateral formado por Bonos y Obligaciones del Estado aquellas más negociadas en ese mercado. Con volúmenes de negociación inferiores figurarán las operaciones dobles cuya garantía está formada por Letras del Tesoro. En último lugar, y con unos volúmenes de negociación residuales en el mercado español, figurarán las operaciones cuyo colateral esta formado por cupones y principales de deuda pública segregada.

Asimismo, se ha diferenciado entre los dos tipos de operatoria doble que se dan en el mercado español, analizando a su vez los volúmenes de negociación. De este modo se ha demostrado la elevada existencia de operatoria tanto en operaciones simultáneas como en operaciones repo. De cualquier modo, y analizando los períodos a más corto plazo, las operaciones simultáneas presentan niveles de negociación mucho más elevados, lo que les convierten en el tipo de operatoria doble en España más adecuada para futuros estudios sobre este mercado. Las operaciones simultáneas otorgarán al comprador de las mismas plena disponibilidad de los títulos adquiridos, y son el tipo de operatoria doble más habitual en las transacciones entre entidades financieras españolas.

Esta aproximación al mercado español de operaciones dobles permitirá por tanto determinar aquel tipo de operatoria con mayores niveles de liquidez en este mercado. Para el caso del mercado español se ha determinado que serán aquellas operaciones simultáneas, de plazos de vencimiento más corto y cuyo colateral sean los Bonos y Obligaciones del Estado, aquellas con mayor nivel de negociación. Este hecho convierte a este tipo de operatoria en la más adecuada a la hora de realizar estudios sobre el mercado de operaciones dobles en España, promoviendo la utilización de sus tipos de interés específicos en detrimento de tipos de interés de operaciones repo o de operaciones con otros colaterales o plazos de vencimiento más elevados. Abre la puerta, a su vez, a la realización de estudios comparativos sobre los costes de financiación en el mercado de operaciones repo y simultáneas con plazos de vencimiento similares, así como a la comparativa entre operaciones con distinto tipología de activo de garantía.

De igual modo, se realizó un análisis de vencimientos y colaterales de la operatoria repo negociada en el mercado europeo. Aunque la presente investigación asume un tipo repo teórico para la Eurozona, tipo GC repo, la realización de un estudio sobre este mercado ayudó a determinar la idoneidad del tipo de interés utilizado, así como del plazo de vencimiento más adecuado. Respecto a la tipología en la operatoria, se definió la operatoria de repo, frente a la de simultánea, como aquella más negociada en este mercado. Del mismo modo se observó como, para dos de los principales emisores de la Eurozona, Francia y Alemania, el peso de los activos con riesgo soberano utilizados como colateral superaban ampliamente al de otros emisores.

A continuación se analizaron los plazos de vencimiento de este tipo de operaciones, siendo aquellos vencimientos a más corto plazo los que mayores volúmenes negociados presentaron. En concreto fueron los vencimientos entre una semana y un mes aquellos más negociados durante el periodo de estudio, aunque en general, el peso de los vencimientos hasta los tres meses fue altamente significativo. De este modo, se puede concluir como la utilización del tipo GC repo es consistente con una operatoria de máxima negociación, al tratar este tipo de interés un colateral soberano de máxima calidad en la Eurozona y a un plazo altamente negociado.

Adicionalmente, el estudio presenta una revisión de la literatura económica relativa al diferencial repo-OIS y sus condicionantes de riesgo y liquidez, vinculando una serie de variables representativas de la evolución de los mercados a tipos específicos de riesgo. Esta aproximación no es nueva, y ha tomado apoyo en la literatura existente y relativa a los mercados monetarios. Se quiere hacer notar sin embargo, la aplicación de muchas de estas variables, habituales en estudios sobre la economía de EEUU, al presente estudio sobre los mercados de España y la Eurozona. Este sería el caso de los índices de volatilidad propuestos como medida de riesgo en los modelos de estimación. En el caso español esta variable se obtuvo mediante el cálculo de una volatilidad histórica del índice IBEX 35, mientras en los modelos sobre la Eurozona consistió en el índice VSTOXX de volatilidad

de opciones sobre acciones del índice Euro Stoxx 50. La utilización de esta variable para el caso europeo, aunque no novedosa, trata de promover y participar en la elaboración de estudios del mercado monetario común europeo de forma integrada, no tan extendidos como los estudios sobre la economía de EEUU.

Un caso similar ocurrirá con el índice CDS de instituciones financieras europeas, siendo el índice CDS aplicado sobre bancos de EEUU muy frecuentemente utilizado en la literatura. En el caso europeo, sin embargo, el uso de este índice no está tan extendido y su propuesta en esta Tesis Doctoral pretende impulsar su importancia y ampliar el conocimiento de la economía europea de forma integrada.

En lo referido a la variable de CDS sobre instituciones financieras españolas, y dado que no se ha encontrado evidencia de la existencia de un índice cotizado que englobe los niveles de CDS del sector financiero español, se ha presentado una propuesta de variable sintética que capture este concepto. La creación de esta variable ha partido de datos de entidades financieras españolas, basándose en los niveles de sus CDS cotizados. De este modo se propone un índice de CDS representativo de la gran banca española, que podrá ser utilizado en futuros análisis como indicador de los niveles de riesgo sistémico y de contrapartida en el sector financiero español.

En el mismo sentido, y por su inexistencia como variable cotizada, se ha procedido a la creación de dos índices capaces de representar el grado de inversión financiada de las instituciones financieras en España y la Eurozona. En el caso español se tomaron datos de balance de las entidades financieras cuyos niveles de CDS fueron utilizados para el cálculo del índice sintético de CDS. En el caso europeo se partió de datos balance de seis de los más importantes bancos europeos calificados como representativos de la banca de inversión en Europa. Tanto en el caso español como en el europeo se tomaron niveles de recursos propios y de activo total de balance, obteniéndose finalmente un índice representativo del grado de apalancamiento de posiciones en España y en Europa.

La creación de estos dos índices abre nuevas puertas a estudios sobre la economía española y europea relacionados con el nivel de desinversión de sus instituciones financieras. Numerosos estudios sobre la economía estadounidense vinculan este grado de desinversión con problemas de liquidez, mientras otros trabajos lo relacionan con el aumento en la volatilidad de la renta variable en aquella economía. La creación de estos dos índices inéditos permitirá, por tanto, retomar estudios sobre la economía de EEUU y aplicarlos sobre las economías de España y la Eurozona.

Una vez definidas todas las variables interviniéntes en los modelos predictivos, se llevó a cabo un estudio del grado de estacionariedad de cada una de ellas para el periodo 2009-12. Los resultados de este análisis ayudarán a definir en futuros trabajos relacionados la definición, o no, de estas variables como estacionarias. Este punto cobra especial importancia debido a que marcará la necesidad o no de diferenciación de los valores de estas variables, permitiendo de este modo la generación de modelos cuyas variables guarden una relación de equilibrio a largo plazo. En este sentido, cabe destacar que únicamente dos variables se han integrado en los modelos en su formato de serie original. Este fue el caso de la variable representativa de la apelación a la facilidad marginal de crédito en el Eurosistema, y de la variable relativa a la evolución del diferencial entre oferta y demanda de los tipos de operaciones OIS en la Eurozona. Hubo asimismo dos variables, VSTOXX y Euribor-OIS, que, aunque estacionarias, se consideró conveniente su inclusión en los modelo predictivos de forma diferenciada. El resto de variables presentaron una estructural temporal no estacionaria y de tipo I(1), hecho que deberá ser tenido en cuenta para futuros estudios que traten el análisis temporal de estas variables.

Respecto a la variable indicativa del diferencial de oferta y demanda en operaciones OIS, se vio la importancia de la selección adecuada del contribuidor de los datos. Tal y como se observó, algunos contribuidores como ICAP, únicamente variaron este diferencial en una ocasión a lo largo de un periodo de cuatro años. Este resultado empujó a desechar estas bases de datos y a la utilización de otras bases de datos alternativas, hecho que podrá servir de ejemplo en futuros estudios relacionados.

Se demostró también la existencia de una elevada correlación y de problemas de multicolinealidad entre dos variables interviniéntes en los modelos de predicción de la Eurozona. Estas fueron la variable relativa al índice de volatilidad VSTOXX y la variable representativa de los CDS de instituciones financieras europeas. Los resultados muestran la no conveniencia de su utilización conjunta en modelos econométricos, así como su elevada correlación. Estos resultados permiten concluir que tanto la volatilidad implícita del mercado, y representativa de la percepción del riesgo en los mercados, como los CDS, representativos del riesgo sistémico y de contraparte, presentan una elevada correlación, permitiendo su uso indistinto, pero no conjunto, en modelos predictivos. Igualmente, permite concluir que durante la crisis financiera y de deuda en Europa, la percepción del riesgo de las contrapartidas financieras y el miedo al quebranto del sistema medido por la volatilidad de los mercados se comportaron de forma muy similar.

Los resultados de los modelos predictivos mostraron interesantes resultados, demostrando de forma empírica, tanto para el caso español como para el europeo, la existencia de relaciones estables entre las variables exógenas y los diferenciales de estudio.

De este modo, y para todos los modelos presentados de la economía española, se demostró una relación negativa entre la evolución de la variable de estudio, repo BdE – OIS, y el diferencial Euribor-OIS, ambas analizadas como variables en primeras diferencias. Esta relación parece indicar que movimientos crecientes del tipo Euribor provocarán movimientos en sentido contrario en el tipo repo publicado por el Banco de España. Es interesante señalar que, al contrario de lo que ocurre en los modelos sobre la economía española, en el caso de los modelos de la Eurozona todos ellos coincidirán en una relación positiva entre la evolución de su diferencial de estudio y el Euribor-OIS. Este hecho deja entrever que movimientos crecientes del tipo Euribor provocarán movimientos en el mismo sentido del tipo repo de la Federación Bancaria Europea.

El origen del sentido de ambas relaciones debe buscarse en la propia naturaleza del tipo Euribor, indicador de las expectativas económicas de los agentes en la economía de la Eurozona. Incrementos en este tipo de interés anticiparán una mejora en la situación económica de la Eurozona, que en los últimos años y tras una prologada crisis de deuda pública en Europa, puede asumirse como derivada de una mejora de la situación de economías periféricas como la española. Esta mejoría, no obstante, se trasladará a los costes de financiación de ambas economías, la Eurozona y España, en sentidos diferentes.

En el caso de la Eurozona, y respecto a su tipo repo sobre colateral de máxima calidad, mejorías en la crisis de deuda permitirán un aumento en los volúmenes de negociación de las operaciones repo y de la oferta de estos activos de garantía. De este modo, los poseedores de deuda de máxima calidad estarán dispuestos a cederla en repo, mientras la demanda de estos activos se reducirá dirigiéndose el capital hacia otros destinos con mayor rentabilidad. La deuda de máxima calidad dejará por tanto de actuar como un activo refugio mediante un aumento de su oferta y una reducción en su demanda, lo que, junto con el fin del proceso de huída hacia la calidad en estos activos, traerá consigo incrementos en el tipo repo de mayor calidad en Europa.

En España el efecto generado será justamente el contrario. Una mejora en la percepción de su economía, reflejada en aumentos del tipo Euribor, ayudarán a relajar el crecimiento del tipo repo del Banco de España. Por un lado, la percepción de menor riesgo de la economía española reducirá su prima de riesgo en la financiación mediante repo, y por otro, la mayor confianza en la economía aumentará la demanda de activos españoles en el mercado repo.

De esta manera se puede concluir que, una percepción de mejora en la economía europea reflejado por incrementos del tipo Euribor, actuaría de forma contraria en una economía y en otra. En la Eurozona elevaría los tipos de financiación de operaciones repo que se mantenían inusualmente bajos o incluso negativos, mientras en España los relajaría desde los niveles elevados en que se encontraban por la desconfianza sobre su economía derivada de la crisis de deuda europea.

La variable relativa a la prima de riesgo española participará únicamente en los modelos relativos a la economía española, y su relación con la variable de estudio será negativa para todos los casos analizados. Esta relación implicará que crecimientos de la prima de riesgo española, derivados de aumentos en la tensión de la crisis de deuda europea, reducirán el diferencial de estudio como medida del coste de tomar fondos con garantías. El origen de esta relación se encuentra en la actuación del mercado repo como mercado refugio de los agentes excedentarios de liquidez en momentos de elevadas tensiones financieras. Al tratarse el mercado repo de un mercado de financiación garantizado, incrementos de la prima de riesgo empujarán a estos agentes a ofrecer su financiación a cambio de garantías en este mercado, aumentando la oferta de fondos y reduciendo el coste de los mismos.

Continuando con el análisis de variables relativas a factores relacionados con el riesgo, y más en concreto con el riesgo de crédito, se encontraron significativas las variables VSTOXX y CDS de instituciones financieras europeas para todos los modelos predictivos de la Eurozona. Ambas variables presentaron de forma conjunta una elevada correlación y problemas de multicolinealidad por lo que no figurarán juntas en los mismos modelos.

En el caso de los CDS sobre instituciones financieras europeas, esta variable es reflejo de las tensiones en el riesgo de crédito que han vivido los bancos europeos durante el periodo analizado. Incrementos en sus niveles de CDS son reflejo de una mayor incertidumbre respecto a la solvencia de las contrapartidas entre los mayores bancos en Europa, lo que se traslada a la percepción de incertidumbre sobre toda la economía de la Eurozona. Es por ello que, incrementos en el riesgo de crédito de las instituciones financieras, activará como activo refugio la deuda de máxima calidad en la Eurozona, provocando aumentos en los flujos de capital con destino a la compra de esos activos. En el mercado de operaciones repo esta tendencia se traduce en un aumento de la demanda de estos activos, que provocará que aquellos agentes excedentarios de fondos estén dispuestos a prestarlos a tipos de interés muy reducidos, o incluso negativos, a cambio de obtener esos títulos como garantía. La incertidumbre además viene asociada con una contracción en la oferta de activos de máxima calidad, lo que incidirá en la espiral de reducción de los costes de financiación.

En el caso de la variable VSTOXX se dará una relación similar. Esta variable es representativa de la volatilidad existente en los mercados financieros de la Eurozona. El aumento de la volatilidad y de la percepción del riesgo traerá consigo un proceso de huida hacia la calidad de los flujos monetarios en Europa, que se traducirá en una aumento en la demanda de deuda soberana de alta calidad crediticia. El incremento en la volatilidad de los mercados provocará, por tanto, un efecto acumulación de estos activos y su consecuente reducción en la oferta, lo que empujará a los tipos de interés del mercado repo hacia niveles más reducidos.

La variable relativa a la apelación de los bancos europeos a la facilidad de crédito del BCE solo se muestra significativa en los modelos de predicción de la economía española, mostrando una relación negativa con la evolución del diferencial de estudio en todos ellos. El incremento en la facilidad de crédito del BCE traerá consigo, por tanto, reducciones en el diferencial repo-OIS en España. La explicación a esta relación negativa debe buscarse en el significado que tiene la apelación al BCE en los mercados financieros, así como en el análisis de los factores que están detrás de los movimientos de esta variable. Incrementos en la apelación al crédito del BCE, aunque podrían denotar escasez de fondos en los mercados, son altamente sintomáticos de una mejora en el funcionamiento y transmisión de la política monetaria del Banco Central a todo el sistema financiero. Durante los años de mayores tensiones por la crisis de deuda en Europa, acudir a la apelación al crédito del BCE era visto como un síntoma de dificultades en la obtención de financiación, por lo que pocas entidades estaban dispuestas a asumir el elevado riesgo reputacional que implicaba esta financiación. Con la mejora de la situación económica estos saldos se incrementaron notablemente, siendo representativos de la menor percepción de riesgo reputacional y de una mejor percepción de la situación económica general y del sistema financiero en particular. Esta mejora en la percepción económica reducirá los costes de financiación de la economía española mediante un retorno hacia la adquisición de deuda nacional y una reducción en sus tipos de interés del mercado repo.

La apelación a la facilidad marginal de depósito del BCE se muestra significativa en todos los modelos presentados para la Eurozona, mientras únicamente lo hace en uno de los modelos predictivos de la economía española. Observando los modelos de la Eurozona se encuentra que esta variable, tomada en primeras diferencias, presentará en todos los casos una relación negativa con la variable de estudio repo-OIS. La apelación a la facilidad de depósito durante el periodo de estudio ha implicado el préstamo de fondos en forma de depósito al BCE a tipos muy reducidos o incluso cero. Por ello, se puede considerar a esta variable desde dos puntos de vista, como representativa del exceso de liquidez de las entidades financieras o como medida de la percepción del riesgo en las contrapartidas, que haría valorable la opción de prestar asumiendo un coste de oportunidad.

En la Eurozona, reducciones en la evolución de esta variable han traído consigo incrementos en el diferencial de estudio repo FBE – OIS. La reducción en la apelación al depósito del BCE parece indicar una mejora en la percepción del riesgo de contrapartida, haciendo que los excesos de liquidez del sistema fluyan a otros destinos con mayor retorno que el ofrecido por la Institución Europea. Por tanto, una reducción en la apelación de custodio de fondos del BCE indica una mejoría en la percepción del riesgo de las contrapartidas y, consecuentemente, de la percepción del riesgo general en el sistema. Este hecho relajará el proceso de huida hacia la calidad en el mercado de operaciones repo, con una reducción en la demanda y una mayor disponibilidad de títulos de alta calidad crediticia en el mercado, lo que incrementará el tipo repo de máxima calidad en la Eurozona.

En el caso español, esta variable únicamente se mostró significativa en uno de los modelos de predicción, mostrando una relación negativa entre la evolución de la apelación de custodio del BCE y de los costes de financiación en España. De este modo, decrementos de la variable, sintomáticos de una mejora en la percepción económica, derivaron en aumentos del diferencial de estudio en España. Esta relación puede tener su origen en la escasez de fondos excedentarios en el sector financiero español que, debido a los crecientes requerimientos de capital, pudo no ser capaz de aumentar la oferta de financiación en este mercado. Esta relación, sin embargo, debe ser tomada con cautela, debiendo futuros estudios sobre esta variable ampliar el conocimiento sobre su relación con el mercado español.

La variable que muestra el diferencial de tipos de interés entre los tipos del mercado repo en España y en la Eurozona se muestra significativa para todos los modelos de predicción, tanto de la economía española como de la europea. Esta variable, en tanto en cuanto compara tipos repo de diferente calidad crediticia, ha sido asumida en la literatura económica como representativa de las tensiones de liquidez generadas por el aumento en los requerimientos de garantías en los mercados repo. El tensionamiento en este diferencial de tipos presentará una relación positiva con la evolución de los costes de financiación en España, mientras será de signo negativo en su relación con los costes de financiación en la Eurozona.

Analizando en primer lugar los modelos predictivos sobre la economía española, este incremento en los diferenciales será sintomático de un aumento en las tensiones de la deuda nacional, derivada de una peor percepción de la economía española. En la Eurozona por su parte, crecimientos de este diferencial representativos de un distanciamiento entre las economías núcleo y periféricas acarrearán un aumento en la demanda en repo de aquella deuda de mayor calidad, provocando caídas en los costes de financiación. Igualmente debe tenerse en cuenta como la naturaleza de esta variable, que asume en si misma los tipos repo analizados en los diferenciales de estudio de esta investigación, guardará una relación lógica con uno y otro diferencial del tipo repo-OIS.

La relación entre los saldos de las operaciones de mercado abierto del BCE y la evolución del diferencial repo-OIS únicamente resultará significativa en los modelos predictivos de la Eurozona, no interviniendo en los modelos relativos a la economía española. Las operaciones de mercado abierto han sido uno de los instrumentos mediante los cuales el BCE ha inyectado liquidez en el sistema financiero europeo, y mediante el cual ha instrumentalizado sus operaciones de aportación de liquidez al sistema financiero mediante LTRO. Estas operaciones tomaron una gran relevancia a finales de 2011 y principios de 2012, con dos grandes inyecciones de capital en el sistema con vencimiento a tres años. De este modo, incrementos en los saldos de las operaciones de mercado abierto, muy influenciados por los programas LTRO, permitieron relajar el proceso de demanda de activos de calidad en el mercado repo en la Eurozona, aumentando los costes de financiación en ese mercado. En este sentido puede concluirse que estas operaciones aportaron confianza a los mercados, relajando la demanda de activos refugio como la deuda de máxima calidad, e incrementando sus tipos de financiación. En el caso español, el estudio no presenta evidencia de que estas operaciones ayudasen a reducir los costes de financiación en el mercado repo de esta economía.

Finalmente, se trata la relación de las variables en primeros retardos respecto a la evolución del diferencial de estudio. En el caso español, las dos variables que se asumieron con retardos, Euribor-OIS y prima de riesgo, presentaron una relación positiva con el diferencial de estudio. De este modo, estos indicadores de riesgo se muestran como indicadores adelantados de incrementos o decrementos en los costes de financiación de la economía española. En el caso de la Eurozona, únicamente la variable con retardos repo BdE-repo FBE resultó significativa, mostrando una relación negativa con el diferencial de estudio. En este sentido puede concluirse que, empeoramientos relativos en la percepción de la economía española, actuarán como un indicador adelantado del proceso de huida hacia la calidad que se dará durante el periodo siguiente en la Eurozona.

Una aplicación novedosa de esta Tesis Doctoral, y que podrá igualmente abrir futuras líneas de investigación del mercado monetario y de operaciones repo, será la aproximación al diferencial de estudio repo-OIS mediante la creación de una estructura de arbitraje. Este acercamiento se completa con el análisis de factores influyentes en la evolución del

diferencial, y que a su vez están vinculados a tipos específicos de riesgo o a razones concretas de escasez de liquidez. Se pretenden explicar por tanto, mediante los factores de riesgo y liquidez, períodos estables de tiempo en que el diferencial de estudio se ha mantenido positivo de forma constante. Se trata esta de una aproximación que puede arrojar interesantes conclusiones, y que podrá ser abordada en futuros trabajos que amplíen el conocimiento sobre el diferencial de estudio en otras economías.

Analizando primero el caso español, el diferencial repo-OIS presentó retornos positivos estables y mantenidos lo largo del tiempo, que podrían haber sido aprovechados por agentes inversionistas desde la mitad de 2010 hasta finales de 2011. El aprovechamiento por parte de agentes externos habría reducido ese diferencial hasta valores próximos a cero, por lo que puede concluirse que determinadas fuerzas en el mercado evitaron la entrada de inversores a la estructura de arbitraje presentada. Observando las relaciones de las variables analizadas con el diferencial de estudio, únicamente el diferencial entre los costes de financiación en el mercado repo español frente al mercado núcleo europeo parece sostener este diferencial positivo. Debe concluirse por tanto, que ampliaciones en este diferencial apoyaban aumentos del diferencial repo-OIS en España. Siendo la variable repo BdE – repo FBE representativa del riesgo percibido por la crisis de deuda europea, se puede concluir que el empeoramiento en la percepción de esta crisis mantuvo alejados a los inversores de la toma de posiciones en el mercado repo español, aún cuando los retornos de esas estructuras hubieran sido positivos.

En el caso de la Eurozona, este diferencial se mantuvo en terreno negativo de forma estable y continuada desde principios de 2010 hasta el dato de diciembre de 2013. Invirtiendo la estructura de arbitraje presentada en el Capítulo 1.3.2, se obtendrían retornos positivos iguales al diferencial OIS-repo y que, sin embargo no fueron explotados por los agentes inversionistas. Al igual que en el caso español, el diferencial repo BdE-repo FBE apoyaría el nuevo diferencial de tipos en terreno positivo. De este modo, un empeoramiento en la percepción de la crisis de deuda en Europa, representado mediante un incremento en el diferencial repo BdE-repo FBE, habría contribuido a mantener en positivo de forma estable el diferencial OIS-repo en la Eurozona. Esta nueva estructura de inversión implicaría la cesión en repo de activos de alta calidad durante períodos de tiempo elevados, un mes en la presente Tesis Doctoral. Sin embargo, como se ha visto a lo largo del desarrollo de la investigación, en la Eurozona se produjo durante los últimos años un efecto acumulación y de huida hacia la calidad en esta clase de activos. Por esta razón, su cesión en repo a medio plazo no fue una opción valorable para la mayoría de los agentes con estos activos en cartera, lo que mantuvo con signo negativo y de forma estable el diferencial de estudio repo-OIS. El empeoramiento en la percepción de la crisis en la Eurozona no fue exclusiva, sin embargo, de esta variable, observándose como aumentos en la volatilidad o en los índices de CDS apoyarían igualmente el mantenimiento estable en negativo del diferencial repo-OIS.

En lo referente a los modelos de predicción desarrollados a lo largo de esta Tesis Doctoral, se presentaron un total de siete modelos para la economía de la Eurozona, y de cinco modelos para la economía española. En todos los casos se realizaron predicciones del diferencial repo-OIS para los ejercicios 2008 y 2013, con la intención de valorar la validez de las estimaciones, tanto en escenarios de elevada incertidumbre como de recuperación económica.

En el caso de los modelos predictivos sobre la economía española, y analizando en primer lugar su poder explicativo sobre el ejercicio 2008, se observó como todos ellos mostraron un buen comportamiento en sus predicciones. De los cinco modelos únicamente uno de

ellos, el Modelo A, fue capaz de predecir correctamente todos los puntos de estimación de aquel año. El resto de modelos presentaron errores de estimación en septiembre en todos los casos, y puntualmente en algunos casos en las predicciones de octubre y noviembre. Las razones de este fallo en la estimación durante esos meses deben buscarse en la elevada inestabilidad existente entonces en los mercados. Fueron los meses siguientes a la intervención en septiembre del banco de inversión estadounidense Lehman Brothers Holdings Inc. y de la aseguradora AIG, entre otros eventos de aquel año, y salvo el Modelo A, ningún modelo fue capaz de predecir correctamente el último tramo del año. En todos los casos el movimiento a la baja estimado por los modelos fue más pronunciado que el dato real que finalmente se produjo, aunque en el caso del Modelo A este se incluyó dentro de sus intervalos de estimación. De esta manera, los modelos se anticiparon a la fuerte caída en el tipo repo BdE que ocurriría en octubre, pudiéndose considerar como estimadores adelantados de un efecto de huida hacia la calidad en el mercado de operaciones repo.

Respecto a las predicciones sobre el ejercicio 2013, todos los modelos presentados para la economía española estimaron de forma correcta la totalidad de los puntos de predicción de aquel año. El hecho de que ninguno de ellos mostrara ningún punto atípico en sus predicciones los descubren como potentes herramientas predictivas en escenarios de recuperación económica como 2013.

Estos resultados, unidos al análisis de los estadísticos de evaluación de error sobre las predicciones, pemiten concluir la idoneidad de utilización del Modelo A frente a otros para la realización de estimaciones del diferencial repo-OIS en la economía española. Únicamente este modelo estimó correctamente todos los puntos de predicción, tanto en el escenario de elevada incertidumbre de 2008 como en el de recuperación de 2013. Atendiendo a sus estadísticos de evaluación de error para 2008, el Modelo A presentó el mejor comportamiento de entre todos ellos, manteniendo buenos resultados sobre los estadísticos de 2013. Puede concluirse, por tanto, la idoneidad y validez del Modelo A en España para la predicción del dato repo-OIS, tanto en escenarios de elevado estrés como de recuperación en los mercados. Se presenta, por ello, la combinación de las variables Euribor-OIS, repo BdE-repo FBE, prima de riesgo, y facilidad marginal de crédito, como el mejor estimador del diferencial repo-OIS en España, tanto en momentos de incertidumbre como de calma en los mercados.

En el caso de los modelos de la Eurozona, y observando en primer lugar las estimaciones sobre el ejercicio 2008, los modelos se comportaron correctamente en sus predicciones aunque erraron en la estimación del dato de diciembre de ese año. En todos los casos los modelos estimaron una caída más acusada del tipo repo en el mercado europeo que la que finalmente se produjo. De este modo, los modelos de estimación predijeron un proceso de huida hacia la calidad en el mercado repo que finalmente no se produjo a final de 2008. Una posible causa puede encontrarse en la reducción del tipo de intervención de la Fed hasta su mínimo histórico, 0-0,25% en diciembre de aquel año, y que pudo afectar a las estimaciones de los modelos, los cuales anticiparon una situación de tensión en los mercados que finalmente no se produjo.

Adicionalmente al error en la estimación de diciembre, hubo tres modelos relativos al repo-OIS en la Eurozona (Modelos A, B y C) que no lograron estimar correctamente los datos de septiembre y octubre de 2008. Septiembre de 2008 fue, posiblemente, el mes más convulso en los mercados financieros de los últimos años, y trajo la incertidumbre a las economías de todo el mundo. El error en la estimación de estos dos meses no debe ser invalidante de la capacidad predictiva de estos modelos, aunque debe tenerse en cuenta que

no fueron capaces de predecir esos datos correctamente en un escenario extremo de inestabilidad.

Siguiendo con el análisis de los resultados de los modelos de la Eurozona, y atendiendo a las estimaciones sobre el ejercicio 2013, se encontró que únicamente el Modelo B fue capaz de predecir correctamente todos los puntos de estimación de aquel año. El resto de modelos estimaron correctamente los once primeros meses del año, fallando posteriormente en la estimación de diciembre.

El error en la estimación de diciembre tiene su origen en un fuerte incremento en el dato del diferencial repo-OIS en la Eurozona a final de año, y que los modelos no lograron prever. Las razones que explican este fuerte tensionamiento debe buscarse en las pruebas de *Asset Quality Review* (AQR) sobre la banca europea previstas para el año 2014. Las estimaciones del sector financiero fijaron diciembre de 2013 como el punto de referencia en que se tomarían los datos para estas pruebas, lo que provocó un ajuste de activos en cartera de las entidades para antes de final de año. Aunque existía incertidumbre sobre las normas contables que regirán estas pruebas, sí que hubo consenso en que la deuda pública en cartera sería valorada con penalizaciones, hecho que pudo empujar a la venta de la misma en el mercado repo incrementando notablemente su tipo. Este aumento en tipos se dio también el mercado español, aunque en este caso los modelos pudieron predecirlo correctamente, posiblemente por la mayor suavidad del repo BdE-OIS, constituido por una media de datos diarios. De cualquier modo, esta constatación abre la puerta a futuros análisis sobre los mercados en este final de año, así como de sus relaciones con las pruebas de valoración de activos del regulador bancario.

Durante 2013, adicionalmente, se produjo un fuerte incremento en la devolución de financiación obtenida mediante LTROs en el BCE, y cuya incidencia se aceleró durante los últimos meses del año. Este incremento pudo tener su origen en un intento de las entidades financieras de presentar balances a final de año con escasa financiación del BCE, lo que pudo provocar tensiones de liquidez no esperadas y que elevaron el tipo repo sobre el OIS en diciembre de 2013. El proceso de mejora contable a final de año no es nuevo entre las entidades financieras, consistiendo en ocasiones simplemente, en un aumento de la toma de financiación de cara a aumentar el tamaño de sus balances. Por ello, se pudo producir a final de año un incremento en la demanda de fondos unido a la existencia de un incentivo a incrementar la cesión de títulos de deuda en repo, lo que inevitablemente tensionaría fuertemente el tipo repo. Se abre aquí una vía de investigación en el ámbito de la contabilidad, sobre como la incertidumbre en la normativa que regirá las pruebas de revisión de valoración de activos en Europa, pudieron afectar a los distintos tipos del mercado monetario.

A la hora de determinar qué modelos de predicción de la Eurozona ofrecen mayores garantías en sus estimaciones, se deberá tomar apoyo, además, en sus estadísticos de evaluación de error. Analizando las estimaciones sobre 2013 y comparando los estadísticos de error para todos los modelos, se observó que fue el Modelo B aquel que presentó un menor nivel de error cuadrático medio, mientras el Modelo A hizo lo propio respecto al error absoluto medio. Dado que el Modelo B incorporaba en su definición una variable que finalmente no resultó significativa, y buscando la mayor operatividad en el manejo de estos modelos, puede concluirse que, ante escenarios de estabilidad en los mercados financieros, será el Modelo A aquel más indicado para la realización de predicciones sobre el repo-OIS en la Eurozona. Debido a ello, será la combinación de las variables CDS, operaciones de mercado abierto, facilidad de depósito, Euribor-OIS y repo BdE-repo FBE, aquella que mejores resultados podrá ofrecer en sus estimaciones.

Realizando esta comparativa sobre las predicciones de 2008, se vió como fueron, por este orden, los Modelos D, E y C, los que presentaron mejores niveles en ambos estadísticos. Al igual que en el caso anterior, los Modelos D y E presentaron una variable no significativa en su composición. Debido a ello se decide rechazar su utilización en aras de la búsqueda de una mayor operatividad de los modelos, y ante el riesgo de una pérdida de precisión en las estimaciones, seleccionando al Modelo C como aquel más indicado para la realización de predicciones en escenarios de elevada incertidumbre financiera. Este modelo propondrá una relación entre variables muy similar al Modelo A, en el que variará simplemente la variable CDS por la variable VSTOXX.

La aplicabilidad de estos modelos está dirigida, en primer lugar, a la gestión financiera de las empresas, y más en concreto de las entidades financieras. Esta nace de la capacidad de los modelos presentados de realizar estimaciones sobre un tipo de financiación para cada periodo analizado, lo que permitiría valorar en cada momento distintas oportunidades de negocio. De este modo, diferenciales efectivos del tipo repo-OIS por encima del diferencial estimado por los modelos, permitirán al gestor asumir que se encuentra ante momentos de inusual tensionamiento en los costes de financiación. La toma de conciencia de esta situación podría empujarle, y siempre que le fuera posible, a posponer decisiones de toma de financiación en el mercado repo, o a intervenir en el mercado como agente financiador.

Lo mismo ocurriría en sentido contrario. La localización de momentos en que los costes de financiación reales fueran menores que los estimados, serían indicativos de periodos en que la toma de financiación resultaría más ventajosa. En este caso, un gestor pospondría sus decisiones de otorgamiento de financiación, al encontrarse ante un tipo de interés demasiado reducido y no acorde con lo que la situación de mercado parecería indicar.

Estas aplicaciones cobran especial importancia en la gestión de la tesorería de las entidades financieras. Estas deben mantener, por mandato del BCE, un saldo medio en su cuenta de tesorería igual a un porcentaje de sus pasivos computables, y que se calcula al final de cada periodo de cálculo como una media de sus saldos diarios. Por ello, momentos del periodo en que la toma de financiación resultase especialmente ventajosa, permitiría una mayor toma de posiciones tomadoras de financiación, que compensarían menores saldos en aquellos momentos en que la financiación fuera relativamente más cara.

Igualmente, la generación de los presentes modelos predictivos, abre la puerta a la realización de estimaciones futuras del diferencial repo-OIS mediante el cálculo de predicciones a futuro de las variables exógenas intervientes en los modelos. La predicción a futuro de las variables exógenas podrá realizarse mediante modelos de series temporales, definiendo primero el proceso temporal que siguen las mismas, y estimando a continuación su valor futuro. Una vez realizado este proceso sobre las variables intervientes, se podrían aplicar estos valores sobre los modelos presentados, permitiendo estar en disposición de realizar estimaciones futuras del diferencial repo-OIS. La anticipación de los movimientos en los costes de financiación otorgarían multiples ventajas en la gestión financiera, en tanto en cuanto permitiría la toma de decisiones de inversión o financiación en un periodo, valiéndose de estimaciones futuras del coste de financiación.

Aunque se ha centrado la aplicabilidad de los modelos en la gestión de entidades financieras, igualmente válida sería su aplicación sobre la gestión de la tesorería de grandes y medianas empresas. Es habitual en este tipo de empresas la gestión de sus excesos puntuales de liquidez mediante la compra de repo a entidades financieras, obteniendo un tipo de remuneración y unos activos como garantía, a cambio del otorgamiento de financiación a la entidad financiera. Mediante la aplicación de estos modelos, estas empresas podrían valorar en cada momento sus oportunidades de inversión y financiación,

obteniendo un tipo teórico soportado por las variables de mercado y comparándolo con el tipo efectivo de financiación.

Estas aplicaciones abren en este punto un apartado de discusión y debate, en el que se presentan las ventajas, pero también los puntos débiles, de los modelos presentados. En primer lugar se quiere mencionar el hecho de la utilización de datos mensuales en la generación de los modelos de estimación. Esta decisión subyace del elevado nivel de distorsiones en los datos derivado de la utilización de frecuencias diarias, consecuencia que se ha deseado evitar. Igualmente, las particularidades del mercado monetario hacen que en determinados momentos de tiempo como los finales de los períodos de reservas mínimas, se produzcan distorsiones en los tipos de ese mercado evitables mediante la toma de datos mensuales.

Se es consciente de que la generación de modelos de predicción mediante el uso de datos de mayor frecuencia, diarios o semanales, aportaría más precisión en las predicciones y otorgaría una mayor aplicabilidad para la gestión de las entidades financieras. La utilización de modelos con datos mensuales, sin embargo, ha permitido establecer de forma teórica un marco de relaciones entre variables que hace posible la definición del coste de financiación en el mercado garantizado. Con ello, se quiere valorar positivamente la creación de los modelos presentados, en tanto en cuanto sientan las bases para la generación de futuros modelos de predicción con frecuencia en los datos más elevada, y que permitirán una mayor aplicabilidad a la gestión de las entidades financieras.

En segundo lugar, y centrando la discusión en la gestión de una entidad financiera, cabe plantearse como, la utilización de tipos repo derivados de la propia operatoria de la entidad, podrían derivar en la generación de modelos de estimación de elevada precisión y aplicabilidad. En el caso español, los tipos de mercado repo utilizados durante la presente investigación fueron tomados de una media mensual de datos diarios de operaciones repo del Banco de España, altamente representativos de ese mercado y del sector financiero nacional. Sin embargo, se asume que la generación de modelos por parte de las entidades financieras a partir de sus propios datos de negociación, y con frecuencia incluso superior a la diaria, aportaría interesantes resultados y una elevada aplicabilidad.

Finalmente se quiere valorar el ámbito geográfico seleccionado para la elaboración de los modelos presentados en esta Tesis Doctoral. La presente investigación ha comparado una economía nacional, la española, frente a la economía de un área económica cada vez más integrada, la Eurozona, y de la que España es miembro. Se es consciente desde un primer momento que la comparativa entre una economía nacional y el área económica donde está integrada, podría generar problemas por la influencia de una sobre la otra. La evolución de los acontecimientos de la crisis de deuda en Europa, sin embargo, constató la no existencia de una integración plena entre estos dos mercados, abriendo la posibilidad de un estudio comparativo del mercado común frente a una economía nacional altamente afectada por la crisis. Estos problemas de integración se reflejaron adicionalmente en el tipo de referencia representativo de la economía de la Eurozona, y que terminó definiendo un tipo representativo del mercado repo de mayor calidad en Europa.

La constatación de la realidad de una escasa integración supranacional termina derivando en dos vertientes de actuación para futuras vías de investigación sobre los mercados monetarios en la Eurozona. En primer lugar, la conciencia de la no existencia de una integración plena de los mercados nacionales europeos puede servir de estímulo a futuros investigadores para la realización de estudios del mercado repo a nivel nacional dentro de la Eurozona. De este modo se podrán realizar comparativas del nivel de afectación de las políticas monetarias del BCE y otras variables de riesgo, a los costes de financiación de

países como Alemania, Francia, España o Italia. Estos estudios podrán evidenciar la diferente evolución de cada mercado nacional, así como de los costes de financiación de los mismos, basándose en la aceptación de una Europa no integrada en todos sus niveles.

Esta Tesis Doctoral anima, sin embargo, y de forma especial, a actuales y futuros investigadores a la ejecución de modelos y estudios sobre la economía de la Eurozona de forma integrada. Se ha constatado a lo largo de toda la investigación la existencia de estudios sobre el mercado monetario en economías altamente integradas como la de Estados Unidos, y se desea incidir en la posibilidad de realización de trabajos similares basados en la economía de la Eurozona. Estos estudios podrán aumentar el conocimiento de esta zona económica y geográfica como un área económica única, colaborando así activamente en su promoción y en la futura consecución de una economía europea altamente integrada.



# Bibliografía

- Acharya, V.V., Gale, D.M., Yorulmazer, T. (2011) Rollover risk and market freezes. *Journal of Finance*, 66 (4), 1177-1209.
- Adrian, T., Shin, H.S. (2008) Financial intermediaries, financial stability and monetary policy. Staff Reports 346, Federal Reserve Bank of New York.
- Adrian, T., Shin, H.S. (2010) Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 418-437.
- Alexander, C., Kaeck, A. (2008) Regime dependent determinants of credit default swap spreads. *Journal of Banking and Finance*, 32(6), 1008-1021.
- Allen, F., Carletti, E. (2008) The role of liquidity in financial crises. 2008 Jackson Hole Conference Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, 379-412
- BCE (2010) Recent advances in modelling systemic risk using network analysis. Frankfurt am Main: European Central Bank.
- BCE (2012) Monthly Bulletin September.  
<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/mobu/mb201209en.pdf>
- Blanco, R. Brennan, S., March, I.W. (2005) An empirical analysis of the dynamic relationship between investment-grade bonds and credit default swaps. *Journal of Finance*, 60, 2255-2281.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. (1979) Time series analysis: forecasting and control. Revised Edition. San Francisco, Holenday. 1<sup>a</sup> Edición 1970.
- Breusch, T.S. (1978) Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 334-355
- Brunnermeier, M.K. (2009) Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008. *Journal of Economic Perspectives*, 23 (1), 77-100.
- Brunnermeier, M.K., Nagel, S., Pedersen, L.H. (2009) Carry trades and currency crashes. NBER Chapters, NBER Macroeconomics Annual 2008, 23, 313-347. National Bureau of Economic Research, Inc.

Brunnermeier, M.K., Pedersen, L.H. (2009) Market liquidity and funding liquidity. *Review of Financial Studies*, 22 (6), 2201-2238.

Cornett, M.M., McNutt, J.J., Strahan, P.E., Tehranian, H. (2011) Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 101 (2), 297-312.

Dickey, D., Fuller, W.A. (1979) Distribucion of the estimators autorregresive time-series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Drehmann, M., Nikolaou, K. (2010) Funding liquidity risk: definition and measurement. BIS Working Papers, 316, Julio 2010.

Durbin, J., Watson, G. S. (1950) Testing for serial correlation in least squares regression, I. *Biometrika*, 37, 409–428.

Durbin, J., Watson, G. S. (1951) Testing for serial correlation in least squares regression, II. *Biometrika*, 38, 159–178.

Eichengreen, B. , Mody, A., Nedeljkovic, M., Sarno, L. (2012) How the subprime crisis went global: Evidence from bank credit default swap spreads. *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 1299-1318.

Engle, R.F. (1982) Autorregresive conditional heterocedasticity with estimates of the variance of the U.K. *Inflation Econometrica*, 50, 987-1008.

Eurex (2013) Volatility products at Eurex Exchange. Noviembre 2013.

FBE (2013) Euribor code of conduct. October 2013.

[http://www.euribor-ebf.eu/assets/files/Euribor\\_code\\_conduct.pdf](http://www.euribor-ebf.eu/assets/files/Euribor_code_conduct.pdf)

FMI (2011) World economic outlook. Tensions from the two-speed recovery. Unemployment, commodities, and capital flows". World Economic and Financial Surveys. Abril 2011.

Fong, W.M., Valente, G., Fung, J.K.W. (2010) Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk. *Journal of Banking and Finance*, 34, 1098-1107.

Giannone, D., Lenza, M., Pill, H., Reichlin, L. (2011) Non-standard monetary policy measures and monetary developments. ECB Working Paper 1290.

Godfrey, L.G. (1978a) Testing against general autoregresive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46, 1293-1301

Godfrey L.G. (1978b) Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46, 1303–1310

González-Páramo, J.M. (2012) La gestión del Banco Central Europeo ante la crisis. *Revista de Economía Mundial*, 30, 83-102.

González-Pérez, M., Novales, A. (2007) Why a volatility index can be useful in the Spanish financial market. Octubre 2007.

<http://ssrn.com/abstract=1470813> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1470813>

González-Pérez, M., Novales, A. (2011) The information content in a volatility index for Spain. *Spanish Economic Review*, 2(2), 185-216.

Goodhart, C.A.E., Huang, H. (1999) A model of the Lender of Last Resort. IMF Working Paper, 99/39, 1-33.

Gorton, G., Metrick, A. (2010) Haircuts. Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, November, 507-520.

Gorton, G., Metrick, A. (2012) Securitized banking and the run on repo. *Journal of Financial Economics*, 104 (3), 425-451.

Gromb, D., Vayanos, D. (2012) Financially constrained arbitrage and cross-market contagion. 2012 Meeting Papers, 112, Society for Economic Dynamics.

Heider, F., Hoerova, M., Holthausen, C. (2009) Liquidity hoarding and interbank market spreads: the role of counterparty risk. Discussion Paper 2009-40 S, Tilburg University.

Hördahl, P., King, M.R. (2008) Developments in repo markets during the financial turmoil. BIS Quaterly Review: International Banking and Financial Developments, 37-53.

HSBC Holdings plc. (2012) HSBC a brief history.  
[https://www.hsbc.com.mt/1/PA\\_esf-ca-app-content/content/malta/personal/common/pdf/hsbc\\_brief\\_history.pdf](https://www.hsbc.com.mt/1/PA_esf-ca-app-content/content/malta/personal/common/pdf/hsbc_brief_history.pdf)

Huang, X., Zhou, H., Zhu, H. (2009) A framework for assessing the systemic risk of major financial institutions. *Journal of Banking and Finance*, 33(11), 2036-2049.

Huang, X., Zhou, H., Zhu, H. (2012) Assessing the systemic risk of a heterogeneous portfolio of banks during the recent financial crisis. *Journal of Financial Stability*, 8(3), 193-205.

ICMA (2010) European Repo Market Survey. N. 18. Conducted December 2009. Published March 2010.

ICMA (2012) European Repo Market Survey N. 22. Conducted December 2011. Published January 2012.

ICMA (2014) European Repo Market Survey. N. 26. Conducted December 2013 Published January 2014.

ICMA (2013) Frequently asked questions on repo. Febrero 2013.

Jarque, C., Bera, A.K. (1980) Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6 (3), 255-259.

Mancini Griffoli, T., Ranaldo, A. (2011) Limits to arbitrage during the crisis: Funding liquidity constraints and covered interest parity. Swiss National Bank, Working Paper Series.

Markit (2013) Markit iTraxx® Europe Index rules. February 2013.  
<https://www.markit.com/assets/en/docs/products/data/indices/credit-and-loan-indices/iTraxx/Markit%20iTraxx%20Europe%20Index%20Rules%20S19.pdf>

Markose, S., Giansante, S., Shaghaghi, A.R. (2012) Too interconnected to fail. Financial network of US CDS market: Topological fragility and systemic risk. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 83(3), 627-646.

Mayordomo, S., Peña, J.I., Schwartz, E.S. (2013) Are all credit default swap databases equal?. *European Financial Management*, Forthcoming.

Mc Andrews, J., Sarkar, A., Wang, Z. (2008) The effect of the Term Auction Facility on the London Inter-Bank Offered Rate. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 335, Julio 2008.

Oliver Wyman (2012) Bank of Spain Stress Testing Exercise. June 21, 2012. [http://www.bde.es/f/webbde/GAP/Secciones/SalaPrensa/InformacionInteres/ReestructuracionSectorFinanciero/Ficheros/en/informe\\_oliverwymane.pdf](http://www.bde.es/f/webbde/GAP/Secciones/SalaPrensa/InformacionInteres/ReestructuracionSectorFinanciero/Ficheros/en/informe_oliverwymane.pdf)

Pedersen, L.H. (2009) When everyone runs for the exit. *International Journal of Central Banking*, 5(4), 177-179.

Rai, A.M. (2013) The impact of policy initiatives on credit spreads during the 2007-09 financial crisis. *International Journal of Central Banking*, 9(1), 45-104.

Ramsey, J.B. (1969) Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B.*, 31(2), 350–371.

Sarkar, A. (2009) Liquidity risk, credit risk and the Federal Reserve's response to the crisis. *Financial Markets and Portfolio Management*, 23(4), 335-348.

Shleifer, A., Vishny, R.W. (1997) The limits of arbitrage. *Journal of Finance*, 52(1), 35-55

Taylor, J.B. (2009) The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong. *Critical Review*, 21, 2-3, Special Issue: Causes of the Financial Crisis.

Taylor, J.B. (2011) Evaluating the TARP. Written testimony for the Committee on Banking, Housing and Urban Affairs. United States Senate. Stanford University. Marzo 2011.

Taylor, J.B., Williams, J.C. (2009) A black swan in the money market. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (1), 58-83

Trapp, M., Wewel, C. (2013) Transatlantic systemic risk. *Journal of Banking and Finance*, 37(11), 4241-4255.

UBS (2013) European Investment Banks. European Investment Research, June 2013.

Valente, G. (2010) Market liquidity and funding liquidity: An Empirical Investigation. HKIMR Working Paper 15/2010.

White, H. (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.

Yang, J., Zhou, Y. (2013) Credit risk spillovers among financial institutions around the global credit crisis: Firm-level evidence. *Management Science*, 59(10), 2343-2359.



