



UNIVERSIDADE DA CORUÑA

Facultad de Economía y Empresa

Trabajo de
fin de máster

Contrastación
empírica del efecto
Fisher en 11 países
de la UE

Jose Martínez Seijas

Tutores: Emma María Iglesias Vázquez
José Manuel Sánchez Santos

Máster en Banca y Finanzas

Año 2017

Resumen

Este trabajo analiza el cumplimiento del efecto Fisher en los once países que en 1999 adoptaron como moneda única el euro utilizando una metodología de series de tiempo basada en técnicas de cointegración con datos mensuales de la inflación y swaps a 2, 5 y 10 años en el periodo comprendido entre marzo de 2005 y agosto de 2017. Adicionalmente se verifica la velocidad de ajuste entre las variables utilizadas y si se cumple la relación de uno a uno entre ambas series.

Los resultados empíricos obtenidos muestran que se cumple el efecto Fisher en su forma débil para todos los países analizados y en su versión fuerte solo para Alemania, Francia, Holanda e Italia. Este cumplimiento asimétrico del efecto Fisher implica que el tipo de interés real no permanece constante en algunos de los países analizados y, por ello, la política monetaria del Banco Central se transmite de forma asimétrica, pudiendo estimular o enfriar la economía de aquellos países en los que el tipo de interés real no permanece constante.

Palabras clave: Fisher, cointegración, swaps, IPC, política monetaria

Abstract

This paper analyses Fisher effect in the eleven countries that in 1999 adopted the euro as a single currency using time series analysis based on cointegration tests over monthly inflation data and 2, 5 and 10 years swaps for the period between March 2015 and August 2017. Additionally, speed of adjustments between variables in use is verified and also if 1:1 relation for the series is met.

Empiric results achieved indicate the presence of the weak form of Fisher effect for all countries analysed but only strong form for Germany, France, Netherlands and Italy. This asymmetric Fisher effect achievement implies inconstant actual interest rate for some of the countries studied and, hence, the monetary policy of the Central Bank is asymmetrically transmitted, stimulating or cooling down economy of those countries where the actual interest rate do not remain constant.

Palabras clave: Fisher, cointegration, swaps, CPI, monetary policy

Índice

Introducción	8
1. Marco teórico	10
2. Revisión literatura relacionada	13
3. Muestra y variables utilizadas	18
3.1. Tipo de interés nominal	18
3.2. Índice de Precios al Consumos (IPC)	21
4. Metodología	24
4.1. Prueba de raíz unitaria.....	24
4.2. Prueba de cointegración y modelo de corrección de errores	25
4.3. Modelo OLS dinámico.....	26
5. Análisis empírico	28
5.1. Análisis descriptivo.....	28
5.2. Contraste de raíces unitarias.....	28
5.3. Contraste de cointegración	32
5.4. Modelo de corrección de errores	34
5.5. Modelo OLS dinámico.....	35
5.6. Interpretación de los resultados	37
Conclusiones	38
Bibliografía	40
Anexo	45

Índice de gráficos

Gráfico 1: Tipos de interés swaps (%)	21
Gráfico 2: Tasa de variación del IPC (%)	23

Índice de tablas

Tabla 1: Resultados del contraste de raíz unitaria de ADF de la serie en niveles	29
Tabla 2: Resultados del contraste de raíz unitaria de PP de la serie en niveles.....	29
Tabla 3: Resultados del contraste de raíz unitaria de KPSS de la serie en niveles.....	30
Tabla 4: Resultados del contraste de raíz unitaria de ADF de la serie en primeras diferencias	31
Tabla 5: Resultados del contraste de raíz unitaria de PP de la serie en primeras diferencias	31
Tabla 6: Resultados del contraste de raíz unitaria de KPSS de la serie en primeras diferencias	32
Tabla 7: Resultado del test de cointegración por países y la UE (11)	33
Tabla 8: Resultados del modelo de corrección de errores.....	34

Introducción

La relación existente entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal ha sido cuestionada durante mucho tiempo, pero es a partir de que Fisher (1930) formulara su hipótesis sobre el tipo de interés real cuando esta relación cobre especial relevancia. Fisher (1930) sostiene que en un escenario de mercados de capitales eficientes las variaciones en la inflación deben reproducirse en el tipo de interés nominal en el mismo sentido y magnitud para compensar a los inversores en los cambios producidos en el poder adquisitivo del dinero como consecuencia de la inflación. Bajo esta afirmación subyace la idea de que el tipo de interés real es constante en el largo plazo, por lo que la relación de variación entre el tipo de interés nominal y la inflación es de uno a uno.

Esta afirmación cobra gran relevancia por las implicaciones que puede tener para la ejecución de la política monetaria y la toma de decisiones por parte de los agentes económicos ya que si la hipótesis de Fisher se cumple la política monetaria llevada a cabo por los Bancos Centrales sería neutral y los precios de los activos financieros incorporarían en cada momento con exactitud la evolución de la inflación, lo que haría más fácil las decisiones de ahorro, inversión o reasignación de recursos de los agentes económicos.

Esta hipótesis recibe un alto apoyo a nivel teórico, pero en los últimos años se han llevado a cabo numerosos estudios empíricos sobre diferentes áreas económicas que no dan validez a esta relación, por ello nos preguntamos ¿se verifica la hipótesis de Fisher en los países de la UE(11)? ¿la velocidad de adaptación de los diferentes países a la política monetaria es homogénea?

Con la finalidad de dar respuesta a estas preguntas en este trabajo nos planteamos tres objetivos fundamentales: el primero es contrastar empíricamente mediante una metodología de series de tiempo basada en técnicas de cointegración si existe una relación de largo plazo entre la inflación y el tipo de interés nominal; el segundo objetivo es comprobar la velocidad de ajuste entre ambas series a través de un modelo de corrección de errores; tercero, verificar si existe una relación de uno a uno entre la

inflación y el tipo de interés nominal, tal y como postula Fisher, mediante un modelo OLS dinámico.

Para ello este trabajo se estructura de la siguiente forma: en el primer apartado expondremos el marco teórico de la hipótesis de Fisher; en el segundo apartado se revisa la literatura relacionada con el tema de estudio centrándonos principalmente en la metodología utilizada por los diferentes autores para realizar sus estudios empíricos; en el tercer apartado se describen las variables seleccionadas para el estudio empíricos así como sus características; en el cuarto apartado se especifica una metodología que nos permita estudiar el cumplimiento de los objetivos propuestos; a continuación, en el apartado quinto se presentan los principales resultado obtenidos con la metodología planteada; finalmente se presentan las principales conclusiones obtenidas y las fuentes documentales que nos han permitido realizar este trabajo.

1. Marco teórico

Fisher (1930) ha realizado contribuciones muy relevantes al desarrollo de la teoría económica y una de las más conocidas es la que se conoce como el “efecto Fisher” que postula que un cambio en la inflación esperada implica un cambio en el tipo de interés nominal a largo plazo, de forma que el tipo de interés real permanece constante en el largo plazo. Este hecho hace pensar que esta hipótesis subyace en la eficiencia de los mercados de capitales al incorporar la información de las expectativas de inflación en la formación de los precios de los activos que en ellos se negocian según se genera nueva información sobre las expectativas de inflación.

Formalmente la hipótesis de Fisher (1930) puede expresarse como:

$$r_t = R_t - \pi_t^e$$

Donde r_t es el tipo de interés real en el momento t , R_t es el tipo de interés nominal ex ante para el periodo t y π_t^e es la tasa de inflación esperada para el periodo t .

Ahora suponiendo que los mercados de capitales son eficientes, por lo que incorporan toda la información disponible en cada momento y está integrada en r_t y π_t^e , nos quedaría que R_t es una variable determinista y la ecuación anterior puede reescribirse como:

$$E[r_t/\phi_{t-1}] = R_t - E[\pi_t/\phi_{t-1}]$$

Donde $E[r_t/\phi_{t-1}]$ es el valor esperado de tipo de interés real y $E[\pi_t/\phi_{t-1}]$ es el valor esperado de la inflación en el periodo t con la información disponible hasta el periodo $t - 1$.

A partir de esta ecuación Fama (1975) plantea que el mercado de activos financieros está en equilibrio, por lo que la rentabilidad real es contante en tiempo $E[r_t] = E[r] = cte$, por lo que se puede reescribir la ecuación anterior como:

$$E[r] = R_t - E[\pi_t/\phi_{t-1}]$$

Operando y reordenando la expresión anterior, la hipótesis de Fisher puede expresarse como:

$$R_t = \alpha_0 + \beta_1\pi_t + u_t$$

Donde R_t es el tipo de interés nominal para el periodo t, α_0 representa el tipo de interés real ex ante (que como se ha comentado anteriormente es contante), π_t es la tasa de inflación esperada para el periodo t y u_t es una perturbación aleatoria que se distribuye conforme a una normal, con media cero y varianza constante. Cabe mencionar que para obtener esta ecuación se ha supuesto que $\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t$ y que $\mu = \beta\varepsilon_t$.

Una ventaja de adoptar la teoría de las expectativas racionales es que los agentes se forman unas expectativas, y estas son correctas, lo que conduce a que se pueda utilizar la inflación observada como una *proxy* de la inflación esperada.

Para que se cumpla la hipótesis de Fisher en su versión fuerte se requieren dos condiciones: que las variables R_t y π_t sean integradas de orden uno; que ambas variables estén cointegradas y con un valor de $\beta = 1$. El incumplimiento de este último supuesto da como resultado que la hipótesis de Fisher se cumpla en su forma débil, también denominado efecto Fisher parcial o incompleto, donde las variaciones unitarias de la inflación no se trasladan en la misma magnitud al tipo de interés nominal. Sin las dos variables están cointegradas pero β es significativamente menor que la unidad se produce lo que se conoce como el “efecto Mundell-Tobin” (Mundell, 1963), basado en que la inflación provoca una sustitución de dinero por capital, por lo que el incremento en la demanda de *stock* de capital reduce el tipo de interés real. Otra explicación que justifica el ajuste parcial del tipo de interés nominal a la tasa de inflación es el denominado “efecto Wicksell”, que considera que la redistribución que se produce por una expansión monetaria reduce sistemáticamente el tipo de interés real (Wicksell, 1907; Cagan, 1980). Si ambas variables están cointegradas pero β es significativamente mayor que la unidad se produce lo que se conoce como “efecto Darby” (Darby, 1975) consistente en que el tipo de interés nominal es más sensible a la tasa de inflación que lo que supone el efecto Fisher completo, como consecuencia de la existencia de impuestos.

En este trabajo supondremos que la hipótesis de Fisher queda validada si se reúnen los dos supuestos siguientes (siguiendo la literatura previa como Ito (2016)): que la variable del tipo de interés nominal y la inflación esperada estén cointegradas; la

inflación esperada varia en una proporción de uno a uno con el tipo de interés nominal ($\beta = 1$).

2. Revisión literatura relacionada

Existe una amplia literatura económica relacionada con el estudio y cumplimiento de la hipótesis de Fisher pero no existe un consenso general entre los diferentes investigadores sobre cuál es la mejor metodología para verificar su cumplimiento por lo que dentro de este apartado nos centraremos principalmente en el enfoque y conclusiones de los diferentes autores así como su evolución en el tiempo, dejando para apartados posteriores la definición del modelo planteado.

Las primeras investigaciones llevadas a cabo sobre el cumplimiento de la hipótesis de Fisher fueron los trabajos de Meiselman (1962) y Gibson (1970) quienes no encuentran evidencias sobre la relación entre la inflación y el tipo de interés aunque argumentan que es imprescindible que los mercados funcionen con eficiencia para que la hipótesis de Fisher se cumpla. Posteriormente Fama (1975) incorporan al estudio la relación de las expectativas racionales y la eficiencia en los mercados para validar la hipótesis de Fisher. Fama y Schwert (1977) utilizan métodos de regresión MCO llegando a la conclusión de que la hipótesis de Fisher no se cumple ya que el tipo de interés real se halla correlacionado con la tasa de inflación esperada de forma negativa. Para tratar de solventar este problema, autores como Fama (1975) habían introducido en su modelo el tipo de interés nominal como una variable exógena, lo que le facilita encontrar un tipo de interés real constante para su análisis empírico para una muestra de datos de Estados Unidos en el periodo 1953-1971. Unos años más tarde, Mishkin (1981) rechaza que el tipo de interés real permanezca constante si se aplica empíricamente en muestras más amplias. Otro autores como Mundell (1963) argumentan que la el tipo de interés nominal aumenta menos que la inflación en periodos inflacionista lo que conlleva que el tipo de interés real no permanezca constante. Nelson y Schwert (1977) argumentan que los contratos utilizados por Fama (1975) pueden no haber sido lo suficientemente potentes, lo que implica que los resultados obtenidos no tengan buenas propiedades estadísticas, ya que no se puede demostrar que la inflación pasada sea un predictor óptimo de la inflación futura debido a que esta estimación solo sería eficiente si los agentes no fuesen incorporando a las expectativas de inflación la nueva información

que va apareciendo en el mercado en cada momento. Autores como Carmichael y Stebbing (1983) en su estudio empírico aplicado a Estado Unidos y Australia para diferentes periodos concluye que la tasa de inflación anticipada es exógena, en lugar de concluir como otros autores que la tasa de interés nominal es exógena.

Con la mejora de las técnicas econométricas a partir de la década de los 80 se han realizado multitud de trabajos empíricos que pasan de estar basados en los modelos de regresión estándar para basarse en técnicas de cointegración.

Uno de los primeros trabajos que introduce técnicas de cointegración para verificar la posible relación de equilibrio a largo plazo entre el tipo de interés nominal y las expectativas de inflación es el realizado por MacDonald y Murphy (1989), que aplica esta técnica a una muestra de datos de Reino Unido, Bélgica, Canadá y Estados Unidos. Como variables seleccionadas para el estudio introduce el tipo de interés de la deuda pública a tres meses y el Índice de Precios al Consumo (IPC), concluyendo que se debe rechazar la hipótesis de Fisher para los dos primeros países pero no en el caso de Canadá y Estados Unidos durante el periodo de tipos de cambio fijos. Estos autores resaltan que la no cointegración para el primer grupo de países puede deberse a una omisión de variables relevantes en la especificación del modelo contrastado y no a la posibilidad de que no exista esta relación de largo plazo entre las variables.

Bonhan (1991) plantea que el tipo de interés nominal y la inflación observada comparten una tendencia estocástica común, lo que supone que las dos variables estén cointegradas, pero advierte de que la afirmación de que el tipo de interés real ex ante es constante es falsa. En su trabajo utiliza diversas *proxies* para recoger los efectos del tipo del tipo de interés real y concluye que hay evidencias empíricas que sustenten la hipótesis de Fisher en su versión débil, como ya había demostrado con anterioridad Atkins (1989) es su trabajo con datos de Estados Unidos y Australia.

Duck (1993) plantea estudiar el efecto Fisher como promedio de la tasa de interés nominal y la inflación a largo plazo. Con este planteamiento selecciona como variables de su modelo el crecimiento de la masa monetaria y la inflación y hace un estudio empírico para Brasil donde encuentra que se cumple la hipótesis de Fisher en su versión débil. Advierte además que los valores atípicos pueden hacer que se obtengan relaciones espurias entre las variables. También hace referencia al trabajo de Fried y Howitt (1983) quienes argumentan que un incremento en el tamaño del mercado de dinero puede implicar que el tipo de interés baje, se más estable y menos sensible a variaciones en la inflación de las diferentes áreas que integran ese mercado.

Otros autores como Westerlund (2008) sostienen que los estudios empíricos basados en los métodos de cointegración para contrastar la hipótesis de Fisher son inapropiados en al menos dos supuestos: generalmente se utilizan test para probar la hipótesis nula de no cointegración que tienen una baja potencia cuando bajo la hipótesis alternativa el término de error de la relación de equilibrio a largo plazo presenta elevada persistencia, esto hace que sea difícil sustentar la potencia de los test debido a que el error de predicción de la tasa de inflación puede ser muy persistente dado que generalmente se reemplaza la inflación esperada por la inflación real lo que puede generar que los residuos tengan correlación serial similar a la de un paseo aleatorio. Este hecho hace que la aplicación de test de cointegración que se basan solamente en series temporales puedan sufrir un elevado sesgo hacia la probabilidad de no rechazo de la hipótesis nula; en segundo lugar, la mayoría de los estudios empíricos realizados han utilizado un número reducido de observaciones (menor de 50) y para un solo país. La posible existencia de correlación serial en los residuos hace que se pueda sufrir un sesgo a no rechazar la hipótesis nula al despreciar la información contenida en una muestra transversal o de sección cruzada que se podría obtener con la elaboración de estudios empíricos con datos de tipo panel que recojan la información contenida en las dos dimensiones (la temporal y la de sección cruzada). Bajo estos supuestos y trabajando con datos panel del IPC y de la deuda pública a largo plazo, el trabajo de Westerlund (2008) encuentra el efecto Fisher completo es su estudio empírico llevado a cabo sobre 20 países de la OCDE con una muestra comprendida entre 1980 y 2004. Esta misma metodología es utilizada por Hamori et al. (2011) con una muestra para tres países desde 1990 a 2010 y obtiene el efecto Fisher completo utilizando como variable para el tipo de interés swaps a diferentes plazos. Badillo et al. (2011) también lleva a cabo un estudio con datos panel para 15 países de la Unión Europea pero utilizando el método propuesto por Bai et al. (2003) quien desarrolla una metodología más potente para verificar la estacionariedad de los datos panel en presencia de múltiples cambios estructurales en la muestra. Badillo et al. (2011) aplica esta metodología a datos mensuales de tipos de interés de la deuda pública a tres meses e IPC anual para una serie comprendida entre 1983 y 2009 obteniendo un efecto Fisher parcial en el periodo analizado.

Para tratar de corregir el sesgo que se produce al introducir la inflación real, autores como Woodward (1992) proponen utilizar títulos de deuda indexados a la inflación en los estudios empíricos para obtener datos directos de las expectativas de inflación y la

tasa de interés real obteniendo evidencias de la existencia del efecto Fisher en su forma fuerte cuando se tienen en cuenta los impuestos.

Sin embargo, autores como Bassil (2010) llevan a cabo análisis de cointegración con datos de los tipos de interés de la deuda pública a distintos plazos sobre una muestra de datos de Estados Unidos desde 1960 a 2008 utilizando la metodología basada en múltiples rupturas estructurales propuesta por Bai y Perron (1998) y encuentra un cumplimiento de la hipótesis de Fisher completa. Este cumplimiento lo encuentra tanto para el corto como para el largo plazo aunque resalta que en su análisis empírico existe una ruptura estructural en los años ochenta y que los estudios basados en las series de tiempo pueden contener menos información, lo que puede conducir a relaciones espurias entre las variables. En este trabajo también se construye un modelo de corrección de errores para ver la velocidad de ajuste del tipo de interés nominal a la inflación. Las conclusiones obtenidas por Bassil (2010) son muy similares a las que había obtenido Atkins et al. (2004) para Estados Unidos y Canadá en el periodo 1954-1999 con datos del tipo de interés de la deuda pública a tres meses, aunque este último resalta que para esta muestra existen dos rupturas estructurales que dividen la muestra en tres. Cuando se filtran las rupturas los resultados obtenidos son consistentes con la hipótesis de Fisher en ambos países en su forma débil.

Otros autores como Atkins et al. (2002) llevan a cabo un estudio empírico sobre una muestra de datos de tipos de interés de deuda pública a distintos vencimientos de Estados Unidos y Canadá utilizando la metodología propuesta por Pesaran et al. (2001). Esta metodología a diferencia de la propuesta por otros autores no requiere que las variables tengan el mismo orden de integración para poder llevar a cabo el contraste de cointegración de las variables, lo que le confiere mayor flexibilidad al poder analizar muestra que contengan datos con diferente orden de integración ($I(0)$ o $I(1)$). Aplicando esta metodología en su estudio empírico, Atkins et al. (2002) obtiene una relación a largo plazo para la muestra de los dos países en su forma débil.

Este planteamiento trata de superar las dificultades que otros autores como Alimi et al. (2013) han encontrado al tratar de verificar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher a través de la metodología de Johansen (1988), quien encuentra que algunos tipos de interés variable internacionales son $I(0)$ mientras que la inflación es $I(1)$ lo que le impide la verificación de la relación de largo plazo entre las variables al no cumplirse el supuesto de que todas las variables deben tener el mismo orden de integración tal y como recoge el modelo planteado por Johansen (1988).

Berument et al. (2007) lleva a cabo su análisis sobre los países del G7 y algunos países en desarrollo con datos del tipo de interés de la deuda del Estado, pero en lugar de utilizar modelos basados en la cointegración de las variables trata de verificar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher a través de modelos GARCH. Los resultados obtenidos son favorables al cumplimiento de la hipótesis de Fisher en su versión débil en los países del G7 y en algunos países en desarrollo, donde ha obtenido valores tanto positivos como negativos para los coeficientes en estos últimos.

Otros autores como Koustas et al. (2001) en sus estudio empíricos sobre la neutralidad de la política monetaria trata de aplicar la hipótesis de Fisher a los agregados monetarios y llegan a la conclusión de que las variables tasa de interés nominal e inflación no están cointegradas.

Parece no haber un consenso común sobre cuál es la mejor técnica econométrica para verificar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher ya que los diferentes autores aportan diferentes argumentos a la utilización de datos tipo panel o de series de tiempo, pero lo que sí parece común a todos los autores es la preocupación por incorporar muestras lo más extensas posibles para reducir la pérdida de información, la necesidad de introducir la variable que tenga mejores propiedades estadísticas para recoger la inflación esperada y la conveniencia de realizar diferentes contrastes que verifiquen la estacionariedad de las variables. En este trabajo, se usará una metodología de series de tiempo como la aplicada en Ito (2016) basada en técnicas de cointegración.

3. Muestra y variables utilizadas

La muestra utilizada para este trabajo comprende a los once países¹ que en el año 1999 adoptaron como moneda única el euro y el área de la UE(11). Estos países han sido seleccionados porque en conjunto representan algo más del 95% del PIB del área euro, lo que hace pensar que las diferentes políticas monetarias implementadas por el Banco Central Europeo (BCE) para cumplir sus objetivo de inflación impacten en mayor medida en estos países.

Como es habitual en los estudios que tratan de verificar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher, como variable dependiente se utiliza el tipo de interés nominal, aunque no hay un consenso sobre cuál es el más adecuado para llevar a cabo los estudios empíricos, y como variable independiente se utiliza el Índice de Precios al Consumo (IPC) como *proxy* de la tasa de inflación esperada para cada país.

3.1. Tipo de interés nominal

En nuestro trabajo utilizaremos los swaps de tipos de interés (IRS) definidos como instrumentos derivados por el que dos contrapartidas acuerdan un intercambio de flujos consistente en el pago de intereses fijos periódicos por una de las partes a cambio de que la otra parte pague intereses variables referenciados a un índice determinado en una misma divisa². Los swaps son un indicador de las expectativas de los agentes sobre la tendencia futura de los tipos de interés, aunque es preciso tener una cierta cautela a en el momento de interpretar las series de tipos de interés futuros como los niveles efectivamente esperados por los agentes dadas las limitaciones de los supuestos sobre los que se asienta, teoría de las expectativas y prima de riesgo que los agentes asignan

¹ Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Países Bajos y Portugal.

² Estos contratos también se conocen como coupon swap o plain vanilla.

a estos activos. A pesar de las limitaciones que presentan, los swaps constituyen una herramienta útil para analizar las expectativas que los agentes tienen sobre los tipos de interés de una divisa, las modificaciones sobre las tendencias esperadas y la comparación con otros tipos de interés.

Los swaps tienen gran importancia como instrumento de cobertura de riesgo de interés en operaciones al contado. Cuando un agente contrata un swap trata de cubrirse ante las posibles fluctuaciones de los tipos de interés, aunque en este contrato los agentes tienen expectativas contrarias ya que el agente que intercambia el tipo de interés fijo de un principal o notional por un tipo de interés variable tiene expectativas de que en el futuro el tipo de interés baje y el agente que intercambia el tipo de interés variable por tipo de interés fijo tiene expectativas de que el tipo de interés suba. Los agentes que contratan este tipo de productos financieros tratan de protegerse de las variaciones en los tipos de interés, ya que en el caso de tener un contrato inicial de tipos de interés variable con la contratación de un swap a tipo fijo obtendremos como resultado que un mayor coste derivado de las subidas de los tipos de interés se verá compensado con el beneficio obtenido de la contratación del swap a tipo fijo. Este tipo de contratos se liquidan por diferencias y las ganancias o pérdidas se miden como un coste de oportunidad. Dado que el nominal del contrato así como el plazo es pactado por las partes, el swap es un instrumento muy flexible para la cobertura del riesgo de interés.

El gran valor informativo que aportan los swaps, como elemento de transmisión de señales, es que recoge las expectativas que los agentes tienen respecto a la evolución futura de los tipos de interés ya que actúan como cobertura del riesgo aunque no se puede olvidar que incorporan un elemento de riesgo e incertidumbre en sus precios.

La elección de este instrumento financiero como variable independiente en este trabajo radica en que es un instrumento que proporciona señales sin distorsiones de precios respecto a otros instrumentos. Estas distorsiones en otros instrumentos financieros pueden derivar de la existencia de una cámara de compensación, la cual incorpora a los precios su coste de transacción, y la necesidad de adaptarse a las convenciones de los mercados organizados³ así como la necesidad de depositar garantías, que provocan sesgos respecto a los precios negociados. En los mercados OTC donde se negocian estos productos las partes intervinientes acuerdan todas las condiciones de los contratos sin ningún tipo de restricciones aunque no por ello dejan de estar exentos de riesgos

³ Estandarización de producto, vencimientos o la necesidad de depositar garantías.

como: riesgo de liquidez definido como la posibilidad de no encontrar contrapartida para deshacernos del contrato sin quebranto económico; riesgo de crédito por la posibilidad de que no se cumplan los pagos futuros al no existir una cámara de compensación; riesgo de contrapartida por la posibilidad de no encontrar ninguna contraparte con un contrato de oferta/demanda simétrico al que se ofrece en caso de querer deshacer la posición para que el resultado haga que la posición neta sea igual a cero (cierre de posición); riesgo operacional derivado de los errores humanos, de procedimiento o derivados de fallos en los sistemas que pueden causar pérdidas.

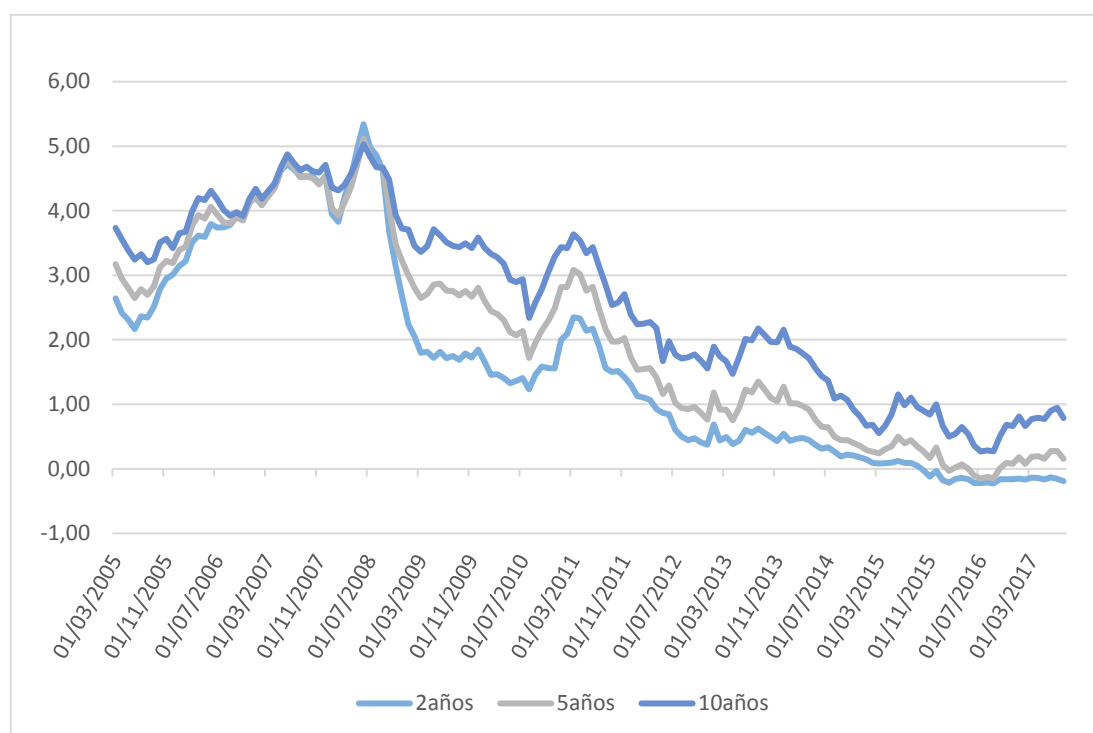
La falta de una cámara de compensación en los mercados OTC impide que sean plenamente líquidos y que se conozca en tiempo real el volumen y las condiciones de los contratos que se negocian, ya que es preciso hacer una evaluación de las operaciones de estos mercados por métodos indirectos de relación entre oferta y demanda. Este hecho hace que en estos mercados exista una asimetría informativa en cuanto al conocimiento de las condiciones y volumen de los contratos lo que puede considerarse como una ineficiencia a la hora de transmitir señales sobre los tipos de interés a los mercados.

Los datos utilizados en este trabajo corresponden a datos mensuales de swaps fijo/variable en euros expresados en porcentajes como medias ponderadas de los precios negociados en el último día hábil de cada mes en el periodo comprendido entre marzo de 2005 y agosto de 2017 proporcionados por Datastream. La elección de este periodo muestral radica en que la plataforma Datastream no ofrece datos de swaps en euros para periodos anteriores a marzo de 2005. Esta misma variable ha sido utilizada por Hamori et al. (2011) en su trabajo para verificar el efecto Fisher en tres países.

En el gráfico 1 se muestran los tipos de interés de los swaps a dos, cinco y diez años, y parece existir una cierta correlación entre el tipo de interés de los swaps en el periodo analizado, sin embargo la superposición en los primeros años y la mayor divergencia en ciertos periodos parece indicar que en algunos momentos existen tensiones en los mercados financieros, especialmente para plazos más cortos (2 años) lo que lleva a los agentes a reducir su apetito por el riesgo contratando swaps a corto plazo con precios iguales o superiores a los de plazos más largos. Este mayor coste en plazos más cortos puede deberse a la prima que es necesario pagar por estos activos en el año 2008 dada la gran volatilidad registrada en los mercados financieros motivada por impacto de la crisis financiera iniciada en 2007 y la coyuntura económica previa a la quiebra de Lehman Brothers el 1 de septiembre de 2008. Tras estos acontecimientos el BCE

reduces drásticamente los tipos de interés, pasando de un 4,25% en septiembre de 2008 al 1% en mayo de 2009, lo que hace disminuir la tensión en los mercados financieros y provoca un cambio de tendencia en el tipo de interés de los swaps que toman una senda descendente a partir de este momento como se recoge en el gráfico 1.

Gráfico 1: Tipos de interés swaps (%)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Datastream

3.2. Índice de Precios al Consumo

El Índice de Precios al Consumo (IPC) es un indicador económico que mide el ritmo de variación de los precios de los bienes y servicios de una economía en un periodo de tiempo determinado respecto a un periodo tomado como referencia. Cuando el nivel de precios aumenta, cada unidad monetaria compra menos bienes y servicios. El crecimiento en el nivel de precios tiene aspectos positivos como la reducción de la carga real de los deudores, tanto públicos como privados, y es un elemento que ayuda a mantener el interés nominal por encima de cero para que los Bancos Centrales puedan ajustar la tasa de interés para tratar de estabilizar la economía y reducir el desempleo debido a las rigideces de los salarios nominales. Por el contrario tiene como aspectos

negativos el coste de oportunidad que supone tener dinero ocioso. Estos aspectos que acabamos de comentar pueden causar incertidumbre en los agentes económicos si hay desconfianza sobre la evolución futura de los precios.

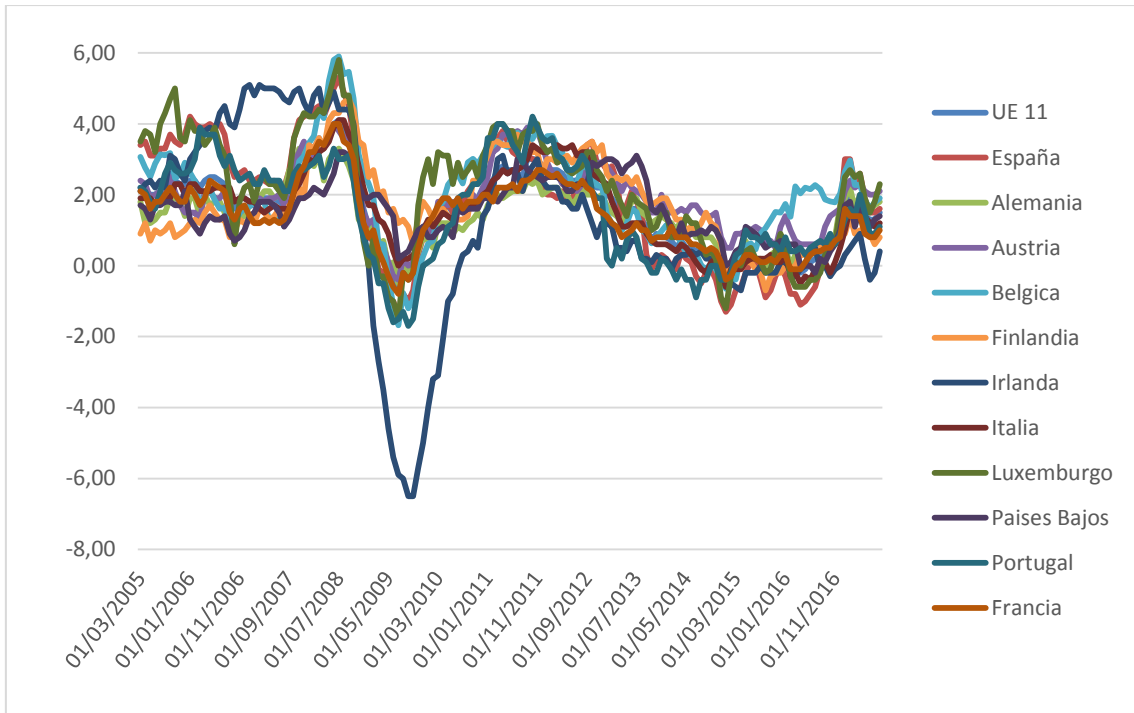
Esta incertidumbre trata de ser corregida con el establecimiento de objetivos de inflación por parte de la mayor parte de los Bancos Centrales de las economías desarrolladas ya que hay un consenso generalizado en la literatura económica acerca de que una baja y estable inflación es el entorno más favorable para el crecimiento económico. El Banco Central Europeo tiene como objetivo que el IAPC se situé por debajo 2% pero lo más cercano posible a este valor en el medio y largo plazo. La fijación de unos objetivos de esta tipología radica en la necesidad de transmitir señales a los agentes económicos sobre la inflación esperada en el área euro en el futuro y se complementa con la credibilidad que los agentes económicos tienen en el cumplimiento de estos objetivos. El hecho de que el BCE tenga unos objetivos de inflación hace que el IPC actual de cada país del área euro pueda utilizarse como una *proxy* de la inflación futura de ese país.

Las series del IPC de cada país para este trabajo se han obtenido de la base de datos Datastream como tasas de variación anual en porcentaje con periodicidad mensual.

Si analizamos el IPC para los países seleccionados parece existir una tendencia y un comportamiento común para todos ellos, aunque cada país presenta sus propias particularidades, la inflación de la mayoría de los países se sitúa en torno al 2% hasta el año 2007, momento en que se eleva en casi todos los países de forma sustancial, llegando a superar el 5% en países como España e Irlanda motivada fundamentalmente por el encarecimiento del petróleo y la elevación en el precio de los activos inmobiliarios. Durante el año 2008 la inflación cae de forma acusada en todos los países por los efectos de la crisis económica, que provoca la contracción del consumo privado y el desplome del precio de los activos inmobiliarios, así como por la elevación de los tipos de interés por parte del BCE. La caída en el nivel de precios de la economía irlandesa es muy acusado (-6,50%) por el fuerte impacto que recibe el sector inmobiliario (burbuja de precios) y el sector bancarios, sectores donde se asentaba el crecimiento del país. A partir del año 2010 los precios vuelven a elevarse moderadamente por efecto del encarecimiento de las materias primas en los mercados internacionales y los estímulos monetarios del BCE, pero a partir de 2013 la inflación vuelve a bajar porque el consumo privado sigue contraído, llegando en muchos países a registrarse tasas de crecimiento negativas. El incremento de la confianza de los consumidores a partir del año 2016, así

como los estímulos monetarios de periodos previos, provocan que la inflación vuelva a incrementarse en la mayor parte de los países analizados pero con valores en general inferiores al 2%.

Gráfico 2: Tasa de variación del IPC (%)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Datastream

4. Metodología

En nuestro estudio queremos verificar si se cumple la hipótesis de Fisher para la muestra de los once países seleccionados. Esta hipótesis está basada en la siguiente ecuación:

$$i_t = \alpha + \beta_1 \pi_{1t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde i_t es el tipo de interés nominal que se quiere explicar para cada periodo, α es la constante, π_{1t} es la inflación observada en el periodo t para cada país y ε_t es el error de la ecuación. La constante también representa la media de la tasa de interés real ex ante que se supone constante en el tiempo como argumenta Westerlund (2008).

En base a la ecuación (1) Fisher (1930) pretende demostrar la relación de largo plazo que existe entre la inflación y el tipo de interés nominal; bajo esta teoría, estas dos variables tienen una relación de cointegración en el largo plazo. Además se comprueba si el vector β de la ecuación (1) tiene una relación de 1 a 1 con el tipo de interés.

4.1. Prueba de raíz unitaria

Siguiendo la metodología planteada por Engle y Granger (1987), antes de llevar a cabo la prueba de cointegración es necesario determinar el orden de integración de las variables que se van a utilizar en el modelo. Para ello se utilizará la metodología de los tests de Dickey y Fuller Aumentado (1979), Phillips y Perron (1988) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), con el fin de obtener mejores resultados.

- Test de Dickey y Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_0^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde el cumplimiento de la hipótesis nula $H_0: \alpha = 0$, implica que la serie Y_t es no estacionaria, con lo cual si el p-valor es mayor a 0,05 no podemos rechazar la hipótesis nula y la variable es no estacionaria.

- Test de Phillips y Perron (PP)

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{T}{2} \right) + \tilde{\alpha} Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde el cumplimiento de la hipótesis nula $H_0: \alpha = 0$, implica que la serie Y_t es no estacionaria, con lo cual si el p-valor es mayor a 0,05 no podemos rechazar la hipótesis nula y la variable es no estacionaria. Bajo esta premisa, los valores críticos seleccionados son los propuestos por Mackinnon (1991).

- Test de Kwiatowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)

$$KPSS = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{s}_t^2 \right) / \hat{\lambda}^2 \quad (4)$$

La prueba de KPSS define la hipótesis nula $H_0: \alpha \neq 0$, implica que la serie Y_t es estacionaria.

En el caso de que alguna variable sea no estacionaria se calculará su primera diferencia con el fin de eliminar la presencia de raíces unitarias y se volverán a realizar los contrastes, realizando nuevamente otra diferenciación en el supuesto de que las variables no sean estacionarias.

4.2. Prueba de cointegración y modelo de corrección de errores

Una vez verificado que las dos variables incluidas en el modelo tienen el mismo orden de integración se verifica si existe una relación de largo plazo entre las variables. Para verificar la cointegración de estas dos variables utilizaremos el método de Engle y Granger (1987) que consta de dos etapas:

1. Estimamos por MCO la regresión de equilibrio a largo plazo

$$i_t = \alpha + \beta_1 \pi_{1t} + \varepsilon_t$$

2. Una vez estimada la regresión de equilibrio a largo plazo verificamos si la serie de residuos de la estimación de la regresión anterior ($\hat{\varepsilon}_t$) son estacionarios, es decir si $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$ a través del contraste ADF. El cumplimiento de la hipótesis $H_0: \alpha = 0$ implica que la serie es no estacionaria o lo que es lo mismo en este supuesto, las series no están cointegradas.

Si una vez llevada a cabo la metodología planteada por Engle y Granger concluimos que las variables están cointegradas podemos llevar a cabo la construcción de un modelo de corrección de errores para verificar la velocidad de ajuste entre las variables incorporadas al modelo. Este modelo puede plantearse con la siguiente estructura:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_y \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^T \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^T \beta_i \Delta z_{t-i} + u_{1t} \quad (5)$$

Donde Δy_t es la primera diferencia de la variable y , α_0 es la constante, $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ es el primer retardo de los residuos que se obtienen a partir de procedimiento de Engle y Granger, Δy_{t-i} es la primera diferencia de la variable y retardada i periodos, Δz_{t-i} es la primera diferencia de la variable z retardada i periodos y u_{1t} es el error de la ecuación.

En este modelo la estimación MCO produce estimaciones eficientes y α_y recoge la velocidad de ajuste a largo plazo entre las variables.

4.3. Modelo OLS dinámico

Además de comprobar si la tasa de interés nominal y la inflación esperada tienen una relación de cointegración a largo plazo queremos comprobar si se cumple la hipótesis de Fisher en su versión fuerte, es decir, que $\beta = 1$. Para verificar el cumplimiento de este supuesto utilizaremos el método OLS dinámico propuesto por Stock et al. (1993), donde si no podemos rechazar el supuesto de que $\beta = 1$ implica que la tasa de interés nominal cambia en una proporción equivalente a la tasa de inflación esperada. Esta prueba solo se lleva a cabo si las variables están cointegradas. Este modelo puede plantearse como:

$$i_t = \alpha_0 + \beta E_t(\pi_{t-j}) + \sum_{i=-p}^p b_i \Delta E_{t-i}(\pi_{t+j-i}) + u_t \quad (6)$$

Donde i_t es el tipo de interés nominal, $E_t(\pi_{t-j})$ es la inflación esperada, $\Delta E_{t-i}(\pi_{t+j-i})$ son las variables de avance y retroceso de la tasa de inflación esperada y u_t es el error de la ecuación.

5. Análisis empírico

5.1. Análisis descriptivo

Antes de llevar a cabo la estimación del modelo propuesto, en el anexo 1 y 2 se muestran los principales estadísticos así como la relación existente entre las variables.

El IPC de los once países y de la UE (11) es bastante homogéneo y el tipo de interés de los swaps presenta una media creciente con el plazo como cabría esperar. Resaltar que el valor máximo del swap a dos años llega a alcanzar el 5,34% en el periodo analizando, siendo este valor mayor que el registrado en todo el periodo para los swaps a diez años. Esto se debe a las fuertes tensiones existentes en los mercados financieros en el año 2008 producto de la coyuntura económica que trasladó sus efectos con mayor intensidad al corto plazo.

En cuanto a la correlación entre las variables, existe una fuerte correlación entre el IPC de algunos países aunque esto no influye de manera relevante en nuestro análisis y la correlación entre el IPC y el tipo de interés de los swaps es baja, pero entre los diferentes swaps es muy elevado como cabría esperar, con valores cercanos a la unidad entre las tres variables.

5.2. Contraste de raíces unitarias

Tal y como se plantea como paso previo a las pruebas de cointegración es necesario determinar el orden de integración de las variables. Para ello se utilizarán los diferentes contrastes de raíces unitarias planteados, con el fin de confirmar que los resultados obtenidos con un contraste son ratificados por los demás. Esta doble comprobación se lleva a cabo dado que algunos autores manifiestan que los test de cointegración en algunos casos no tienen la suficiente potencia para verificar el orden de cointegración de las variables.

Tabla 1: Resultados del contraste de raíz unitaria de ADF de la serie en niveles

Variable	Sin tendencia	Con tendencia
Y 2	-0,712	-3,286
Y 5	-0,335	-2,834
Y 10	-0,429	-2,362
IPC España	-2,342	-2,672
IPC Portugal	-1,632	-1,789
IPC Francia	-2,230	-2,533
IPC Italia	-2,049	-2,454
IPC Irlanda	-2,797	-3,039
IPC Bélgica	-1,921	-2,188
IPC Holanda	-2,232	-2,319
IPC Luxemburgo	-2,557	-2,791
IPC Alemania	-2,35	-2,579
IPC Austria	-2,355	-2,357
IPC Finlandia	-1,938	-2,293
IPC UE	-2,259	-2,638

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% -2,89 (sin tendencia) y -3,45 (con tendencia)

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2: Resultados del contraste de raíz unitaria de PP de la serie en niveles

Variable	Sin tendencia	Con tendencia
Y 2	-0,791	-2,464
Y 5	-0,631	-2,602
Y 10	-0,887	-2,593
IPC España	-2,212	-2,544
IPC Portugal	-2,018	-2,245
IPC Francia	-2,467	-2,806
IPC Italia	-1,955	-2,332
IPC Irlanda	-2,114	-2,321
IPC Bélgica	-2,736	-2,775
IPC Holanda	-2,355	-2,499
IPC Luxemburgo	-2,511	-2,831
IPC Alemania	-2,329	-2,4
IPC Austria	-2,608	-2,619
IPC Finlandia	-1,948	-2,223
IPC UE	-1,986	-2,232

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% -2,89 (sin tendencia) y -3,45 (con tendencia)

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3: Resultados del contraste de raíz unitaria de KPSS de la serie en niveles

Variable	Constante	Con tendencia
Y 2	1,215 *	0,108
Y 5	1,298 *	0,130
Y 10	1,315 *	0,177 *
IPC España	0,679 *	0,057
IPC Portugal	0,404	0,065
IPC Francia	0,565 *	0,075
IPC Italia	0,568 *	0,119
IPC Irlanda	0,351	0,087
IPC Bélgica	0,218	0,055
IPC Holanda	0,291	0,169 *
IPC Luxemburgo	0,652 *	0,067
IPC Alemania	0,370	0,064
IPC Austria	0,186	0,091
IPC Finlandia	0,354	0,215 *
IPC UE	0,564 *	0,079

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% 0,463(sin tendencia) y 0,146 (con tendencia)

Fuente: Elaboración propia

En las tablas anteriores se muestran los resultados obtenidos de aplicar a los datos los diferentes contrastes de estacionariedad planteados. Según los resultados obtenidos en los contrastes ADF y PP, en general, no podemos rechazar la hipótesis de que las series sean no estacionarias, por lo que es preciso calcular la primera diferencia de todas las variables y repetir nuevamente los contrastes para verificar si las variables son integradas de orden uno.

Tabla 4: Resultados del contraste de raíz unitaria de ADF de la serie en primeras diferencias

Variable	Constante	Tendencia
$\Delta Y 2$	-8,005*	-8,016*
$\Delta Y 5$	-9,891*	-9,897*
$\Delta Y 10$	-11,104*	-11,099*
Δ IPC España	-8,032*	-8,017*
Δ IPC Portugal	-10,351*	-10,316*
Δ IPC Francia	-9,036*	-9,003*
Δ IPC Italia	-6,037*	-6,016*
Δ IPC Irlanda	-3,731*	-3,717*
Δ IPC Bélgica	-6,825*	-6,238*
Δ IPC Holanda	-11,122*	-11,083*
Δ IPC Luxemburgo	-10,346*	-10,326*
Δ IPC Alemania	-7,516*	-7,489*
Δ IPC Austria	-10,177*	-10,146*
Δ IPC Finlandia	-6,929*	-6,962*
Δ IPC UE	-6,211*	-6,191*

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% -2,89 (sin tendencia) y -3,45 (con tendencia)

Fuente: Elaboración propia

Tabla 5: Resultados del contraste de raíz unitaria de PP de la serie en primeras diferencias

Variable	Constante	Tendencia
$\Delta Y 2$	-8,254*	-8,204*
$\Delta Y 5$	-10,087*	-10,076*
$\Delta Y 10$	-11,155*	-11,175*
Δ IPC España	-8,035*	-8,022*
Δ IPC Portugal	-10,432*	-10,398*
Δ IPC Francia	-9,376*	-9,349*
Δ IPC Italia	-10,306*	-10,278*
Δ IPC Irlanda	-7,570*	-7,546*
Δ IPC Bélgica	-10,185*	-10,159*
Δ IPC Holanda	-11,076*	-11,035*
Δ IPC Luxemburgo	-10,342*	-10,32*
Δ IPC Alemania	-14,108*	-14,064*
Δ IPC Austria	-10,361*	-10,333*
Δ IPC Finlandia	-13,746*	-13,738*
Δ IPC UE	-10,396*	-10,368*

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% -2,89 (sin tendencia) y -3,45 (con tendencia)

Fuente: Elaboración propia

Tabla 6: Resultados del contraste de raíz unitaria de KPSS de la serie en primeras diferencias

Variable	Constante	Con tendencia
$\Delta Y 2$	0,105	0,091
$\Delta Y 5$	0,107	0,085
$\Delta Y 10$	0,101	0,073
Δ IPC España	0,051	0,042
Δ IPC Portugal	0,056	0,055
Δ IPC Francia	0,035	0,035
Δ IPC Italia	0,056	0,056
Δ IPC Irlanda	0,051	0,058
Δ IPC Bélgica	0,038	0,034
Δ IPC Holanda	0,052	0,053
Δ IPC Luxemburgo	0,048	0,041
Δ IPC Alemania	0,065	0,057
Δ IPC Austria	0,045	0,044
Δ IPC Finlandia	0,108	0,050
Δ IPC UE	0,052	0,051

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% 0,463(sin tendencia) y 0,146 (con tendencia)

Fuente: Elaboración propia

Según los resultados obtenidos en los contrastes expuestos anteriormente podemos concluir que todas las variables son integradas de orden uno, con lo que podemos pasar a verificar si las variables están cointegradas.

5.3. Contraste de cointegración

En la tabla 7 se muestran los resultados de aplicar a las variables el modelo de Engle y Granger para verificar si existe una relación de largo plazo entre la inflación esperada y el tipo de interés nominal a diferentes plazos. A partir de dicha tabla se puede afirmar que se rechaza la hipótesis nula para todos los países y la UE (11), y para los diferentes plazos del tipo de interés nominal, por lo que existe una relación de cointegración entre el tipo de interés nominal y la inflación esperada en todos los países y la UE (11), lo que implica el cumplimiento de la hipótesis de Fisher en su versión débil.

El cumplimiento de este supuesto hace que podamos construir un modelo de corrección de errores para ver la velocidad de ajuste de la inflación esperada al tipo de interés.

Tabla 7: Resultado del test de cointegración por países y la UE (11)

País	Variable	Estadístico t
España	Y 2-IPC	-8,776*
	Y 5-IPC	-10,596*
	Y 10-IPC	-11,746*
Portugal	Y 2-IPC	-8,611*
	Y 5-IPC	-10,446*
	Y 10-IPC	-11,428*
Francia	Y 2-IPC	-8,688*
	Y 5-IPC	-10,206*
	Y 10-IPC	-11,325*
Italia	Y 2-IPC	-8,692*
	Y 5-IPC	-10,385*
	Y 10-IPC	-11,431*
Irlanda	Y 2-IPC	-9,074*
	Y 5-IPC	-10,463*
	Y 10-IPC	-11,419*
Bélgica	Y 2-IPC	-8,696*
	Y 5-IPC	-10,308*
	Y 10-IPC	-11,393*
Holanda	Y 2-IPC	-8,169*
	Y 5-IPC	-10,117*
	Y 10-IPC	-11,402*
Luxemburgo	Y 2-IPC	-8,734*
	Y 5-IPC	-10,547*
	Y 10-IPC	-11,741*
Alemania	Y 2-IPC	-8,732*
	Y 5-IPC	-10,685*
	Y 10-IPC	-11,803*
Austria	Y 2-IPC	-8,709*
	Y 5-IPC	-10,607*
	Y 10-IPC	-11,925*
Finlandia	Y 2-IPC	-8,411*
	Y 5-IPC	-10,127*
	Y 10-IPC	-11,251*
UE	Y 2-IPC	-8,943*
	Y 5-IPC	-10,706*
	Y 10-IPC	-11,808*

Nota: * Indica significatividad al 5%

Valor crítico al 5% -3,7809 MacKinnon (1991)

Fuente: Elaboración propia

5.4. Modelo de corrección de errores

Con los residuos generados en la prueba de Engle y Granger se ha construido un modelo de corrección de errores para tratar de modelizar la relación de largo plazo entre

Tabla 8: Resultados del modelo de corrección de errores

País	Variable	Velocidad ajuste
España	Y 2-IPC	0,345***
	Y 5-IPC	0,144**
	Y 10-IPC	0,059
Portugal	Y 2-IPC	0,362***
	Y 5-IPC	0,175**
	Y 10-IPC	0,0621
Francia	Y 2-IPC	0,368***
	Y 5-IPC	0,190**
	Y 10-IPC	0,081
Italia	Y 2-IPC	0,364***
	Y 5-IPC	0,175*
	Y 10-IPC	0,078
Irlanda	Y 2-IPC	0,327***
	Y 5-IPC	0,159*
	Y 10-IPC	0,055
Bélgica	Y 2-IPC	0,346***
	Y 5-IPC	0,167**
	Y 10-IPC	0,065
Holanda	Y 2-IPC	0,371***
	Y 5-IPC	0,191**
	Y 10-IPC	0,094
Luxemburgo	Y 2-IPC	0,359***
	Y 5-IPC	0,179**
	Y 10-IPC	0,068
Alemania	Y 2-IPC	0,364***
	Y 5-IPC	0,184**
	Y 10-IPC	0,054
Austria	Y 2-IPC	0,364***
	Y 5-IPC	0,166*
	Y 10-IPC	0,055
Finlandia	Y 2-IPC	0,357***
	Y 5-IPC	0,182**
	Y 10-IPC	0,086
UE(11)	Y 2-IPC	0,337***
	Y 5-IPC	0,181**
	Y 10-IPC	0,051

Nota: * Significatividad al 10%

** Significatividad al 5%

*** Significatividad al 1%

Fuente: Elaboración propia

los tipos de interés y la inflación esperada de los diferentes países. En la tabla 8 se muestran los resultados obtenidos de la estimación de los modelos finalmente seleccionados para cada par de variables.

De los resultados obtenidos podemos destacar dos cosas: primero, el vector que recoge el ajuste a largo plazo se muestra estadísticamente significativo para la relación entre la inflación de los diferentes países y el tipo de interés a dos y cinco años, en el caso del tipo de interés a dos años se muestra altamente significativo (nivel de confianza del 99%) para todos los países, mientras que este valor se reduce para el tipo de interés a 5 años al 95% en todos los países a excepción de Irlanda que su nivel de confianza cae al 90%, por el contrario el vector de tipos de interés a diez años no se muestra estadísticamente significativo para ninguno de los diferentes países analizados; segundo, en general la velocidad de ajuste entre el tipo de interés y la inflación es bastante homogénea entre todos los países, ya sean estos países con economías de mayor o menor tamaño.

5.5. Modelo OLS dinámico

Tras verificar la relación existente entre los diferentes tipos de interés y la inflación trataremos de confirmar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher en su versión fuerte, donde se debe cumplir que el vector beta sea iguala la unidad ($\beta = 1$). Para ello utilizaremos el modelo OLS dinámico propuesto. Los resultados obtenidos del mejor ajuste en cada caso se presentan en la tabla 9.

Para el caso de Alemania y Francia la inflación explica el comportamiento de los tipos de interés en todos los plazos analizados, dos, cinco y diez años al cumplirse para estos periodos la hipótesis de Fisher en su versión fuerte.

En el caso de Holanda e Italia la inflación solo explica el comportamiento de los tipos de interés en el plazo de dos y cinco años. En el caso de la UE (11), la inflación solo explica el comportamiento de los tipos de interés a dos años.

Para los demás países la inflación no explica en el comportamiento de los tipos de interés en todos los plazos analizados.

Tabla 9: Resultados del modelo OLS dinámico

País	Variable	$\hat{\beta}$	$S_{\hat{\beta}}$	$\beta = 1$
España	Y 2-IPC	0,398	0,108	no
	Y 5-IPC	0,061	0,337	no
	Y 10-IPC	-0,167	0,325	no
Portugal	Y 2-IPC	0,535	0,116	no
	Y 5-IPC	0,583	0,096	no
	Y 10-IPC	0,576	0,073	no
Francia	Y 2-IPC	0,552	1,367	si
	Y 5-IPC	0,104	0,576	si
	Y 10-IPC	-0,344	0,695	si
Italia	Y 2-IPC	1,038	0,292	si
	Y 5-IPC	0,834	0,145	si
	Y 10-IPC	0,494	0,208	no
Irlanda	Y 2-IPC	0,432	0,143	no
	Y 5-IPC	0,277	0,222	no
	Y 10-IPC	0,090	0,254	no
Bélgica	Y 2-IPC	-0,489	0,234	no
	Y 5-IPC	-0,431	0,171	no
	Y 10-IPC	-0,286	0,091	no
Holanda	Y 2-IPC	-2,727	3,219	si
	Y 5-IPC	-2,876	2,421	si
	Y 10-IPC	-2,522	1,211	no
Luxemburgo	Y 2-IPC	0,274	0,121	no
	Y 5-IPC	0,181	0,157	no
	Y 10-IPC	0,072	0,158	no
Alemania	Y 2-IPC	0,944	0,523	si
	Y 5-IPC	0,863	0,489	si
	Y 10-IPC	0,574	0,400	si
Austria	Y 2-IPC	0,437	0,165	no
	Y 5-IPC	0,224	0,234	no
	Y 10-IPC	0,019	0,264	no
Finlandia	Y 2-IPC	0,566	0,174	no
	Y 5-IPC	0,099	0,058	no
	Y 10-IPC	-0,315	0,072	no
UE	Y 2-IPC	0,689	0,227	si
	Y 5-IPC	-0,172	0,256	no
	Y 10-IPC	-0,039	0,247	no

Fuente: Elaboración propia

5.6. Interpretación de los resultados

Con los resultados obtenidos en los apartados anteriores podemos afirmar que se cumple el efecto Fisher en su versión débil en los países analizados y en la UE (11). Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Badillo et al. (2011) utilizando datos panel para la UE (15) o Gómez et al. (2013), quien analiza el cumplimiento del efecto Fisher en Alemania, Francia y otros países.

Si analizamos la velocidad de ajuste entre el tipo de interés de los swaps y la inflación podemos afirmar que en general es bastante homogénea para plazos de dos y cinco años donde las variables son estadísticamente significativa, hecho que puede deberse a la eficiencia de los mercados financieros, teoría enunciada por Fama (1965) quien afirma que el precio de los activos siempre refleja con exactitud la información disponible por los agentes en cada momento, por lo que las señales que trasmite el BCE sobre la dirección de la política monetaria tienen gran credibilidad para los agentes y son incorporadas con rapidez a los precios en las diferentes áreas económicas. Además si analizamos el coeficiente de correlación entre las diferentes economías podemos afirmar que en la actualidad existe una fuerte relación entre las diferentes economías analizadas.

Solo encontramos evidencias del cumplimiento de la hipótesis de Fisher en su versión fuerte para el caso de Alemania y Francia en todos los periodos analizados. Este hecho puede deberse a que históricamente estos países siempre han sido capaces de cumplir sistemáticamente con sus objetivos de inflación y al fuerte peso que tienen sus economías dentro del área del euro.

Conclusiones

La posible relación entre el tipo de interés nominal y la inflación ha sido objeto de discusión en múltiples ocasiones pero es a partir de que Fisher (1930) afirme que un cambio en la inflación esperada implica un cambio en el tipo de interés nominal a largo plazo cuando esta relación es objeto de estudio por diferentes autores. A partir de la década de los noventa del siglo pasado se realizan numerosos trabajos empíricos utilizando diferentes técnicas econométricas, con resultados a favor y en contra de la hipótesis de Fisher.

Este trabajo ha tratado de verificar el cumplimiento de la hipótesis de Fisher en Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Holanda, Portugal y la UE (11), con datos mensuales en el periodo comprendido entre marzo de 2005 y agosto de 2017, por las implicaciones que el cumplimiento de esta hipótesis puede tener para la política monetaria y los agentes económicos.

Este trabajo se ha desarrollado entorno a tres ejes: por un lado hemos analizado la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de interés nominal y la inflación bajo la metodología de Engle y Granger (1987); en segundo lugar construimos un modelo de corrección de errores para verificar la velocidad de ajuste entre ambas variables; por último verificamos la existencia de una relación de uno a uno entre el tipo de interés nominal y la inflación mediante un modelo OLS dinámico.

La metodología aplicada en el presente trabajo nos permitió obtener evidencia empírica sobre los aspectos que se resumen a continuación.

Tanto el tipo de interés de los swaps a diferente plazo como la inflación de los diferentes países son variables integradas de orden uno.

La hipótesis de Fisher se cumple en su versión débil para todos los países analizados y la UE (11), y solo se cumple en su versión fuerte para los plazos de tipos de interés de los swaps a 2, 5, y 10 años en el caso de Alemania y Francia, en Italia y Holanda para plazos de 2 y 5 años y en el caso de la UE (11) para plazos de 2 años.

La velocidad de ajuste de los tipos de interés de los swaps a la inflación es muy homogénea en toda la muestra aunque solo se muestra estadísticamente significativa para los swaps a 2 y 5 años.

La existencia de un efecto Fisher en su versión débil tiene implicaciones importantes en la medida en que la política monetaria podría ser capaz de influir, en el largo plazo en la tasa de interés real y, como resultado, en variables macroeconómicas reales. Este hecho puede hacer que la transmisión de la política monetaria se haga de manera asimétrica en los diferentes países de la zona euro analizados, ya que en aquellos que se cumple el efecto Fisher en su versión fuerte (Alemania, Francia, Italia y Holanda), el tipo de interés real a largo plazo permanecería constante, o lo que es lo mismo, la política monetaria se volvería neutral, mientras que en aquellos países donde se cumple el efecto Fisher en su versión débil puede estimular o enfriar la economía en función de la política monetaria adoptada por el Banco Central. El hecho de que en la mayor parte de los países analizados se cumple el efecto Fisher en su versión débil deja entrever el entorno de incertidumbre en que los agentes económicos toman sus decisiones y la necesidad de que las señales que transmite la autoridad monetaria sean claras y creíbles para los agentes. En este caso parece que el BCE ha logrado en gran medida su objetivo de credibilidad y transmisión de señales a los agentes dado que la velocidad de ajuste entre el tipo de interés nominal y la inflación es muy homogénea en los diferentes países analizados.

Otro aspecto relevante es que en la UE (11) se cumple para el corto plazo (2 años) la hipótesis de Fisher en su versión fuerte, por lo que la política monetaria en esta área a corto plazo sería neutral.

Sin embargo, a pesar de las evidencias obtenidas, hay que interpretar con cierta cautela los resultados de este trabajo ya que como es habitual en estos trabajos se utiliza la inflación actual como una *proxy* de la inflación esperada y esto puede generar persistencia del error de predicción tal como sostiene Westerlund (2008).

Bibliografía

- Alimi, S. R. y Ofonyelu, C. C. (2013). Toda-yamamoto causality test between money market interest rate and expected inflation: The fisher hypothesis revisited. *European Scientific Journal, ESJ*, 9(7).
- Atkins, F. J. (1989). Cointegration, error correction and the fisher effect. *Applied Economics*, 21(12), 1611-1620.
- Atkins, F. J. y Chan, M. (2004). Trend breaks and the fisher hypothesis in Canada and the United States. *Applied Economics*, 36(17), 1907-1913.
- Atkins, F. J. y Coe, P. J. (2002). An ARDL bounds test of the long-run fisher effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 255-266.
- Badillo, R., Reverte, C. y Rubio, E. (2011). The fisher effect in the EU revisited: New evidence using panel cointegration estimation with global stochastic trends. *Applied Economics Letters*, 18(13), 1247-1251.
- Bai, J. y Carrion-i-Silvestre, J. L. (2003). Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data. *DOCT.AQR.Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola.Universitat De Barcelona*.
- Bai, J. y Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.

- Bassil, C. (2010). An analysis of the ex post fisher hypothesis at short and long term. *Economics Bulletin*, 30, 2388-2397.
- Berument, H., Ceylan, N. B. y Olgun, H. (2007). Inflation uncertainty and interest rates: Is the fisher relation universal? *Applied Economics*, 39(1), 53-68.
- Bonham, C. S. (1991). Correct cointegration tests of the long-run relationship between nominal interest and inflation. *Applied Economics*, 23(9), 1487-1492.
- Carmichael, J. y Stebbing, P. W. (1983). Fisher's paradox and the theory of interest. *The American Economic Review*, 73(4), 619-630.
- Darby, M. R. (1975). The financial and tax effects of monetary policy on interest rate. *Economic Inquiry*, 13, 266-276.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Duck, N. W. (1993). Some international evidence on the quantity theory of money. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(1), 1-12.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fama, E. (1965). The behaviour of stock market prices. *The journal of business*. 1965b. *Random Walks in Stock Market Prices Financial Analyst Journal*, September/October, 55-59.
- Fama, E. F. (1975). Short-term interest rates as predictors of inflation. *The American Economic Review*, 65(3), 269-282.

- Fama, E. F. y Schwert, W. G. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 4 págs. 115-146.
- Fisher, I. (1930). The theory of interest. *Macmillan, New York*, 43.
- Fried, J. y Howitt, P. (1983). The effects of inflation on real interest rates. *The American Economic Review*, 73(5), 968-980.
- Gibson, W. E. (1970). Price-expectations effects on interest rates. *Journal of Finance*, 25, 19-34. doi 10.1111/j.1540-6261.1970.tb00410.x
- Gómez, R. y Salas, S. (2013). Análisis en datos panel de la relación entre tasa de interés e inflación: Evidencia del efecto fisher para diez diferentes países. *Ciencia Nicolaita*, (59), 62-78.
- Hamori, S. y Toyoshima, Y. (2011). Panel cointegration analysis of the fisher effect: Evidence from the US, the UK, and japan. *Economics Bulletin*, 31(3), 2674-2682.
- Ito, T. (2016). Does the Fisher Hypothesis Hold in Sweden? An Analysis of Long-Term Interest Rates under the Regime of Inflation Targeting. *Review of Integrative Business and Economics Research*, Vol. 5, no.3, pp.283-295, July 2016.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.

- MacDonald, R. y Murphy, P. D. (1989). Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques. *Applied Economics*, 21(4), 439-447.
- MacKinnon, J. (1991). Critical Values for Cointegración Tests, in R. F. Engle and C. W. J. Granger (Eds.) *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (267-276). Oxford: Oxford University Press.
- Meiselman, D. (1962). *The term structure of interest rates*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Mishkin, F. S. (1981). The real rate of interest: an empirical investigation. The cost and consequences of inflation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15, págs. 151-200.
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *Journal of Political Economy*, 71(3), 280-283.
- Nelson, C. R. y Schwert, G. W. (1977). Short-term interest rates as predictors of inflation: On testing the hypothesis that the real rate of interest is constant. *The American Economic Review*, 67(3), 478-486.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Serletis, A. y Koustas, Z. (2001). Monetary aggregation and the neutrality of money. *Economic Inquiry*, 39(1), 124-138.

Stock, J. H. y Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.

Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233.

Woodward, G. T. (1992). Evidence of the fisher effect from UK indexed bonds. *The Review of Economics and Statistics*, 315-320.

Anexo

Anexo 1: Estadística descriptiva

	IPC UE(11)	IPC España	IPC Alemania	IPC Austria	IPC Bélgica	IPC Finlandia	IPC Irlanda	IPC Italia	IPC Luxemb.	IPC Holanda	IPC Portugal	IPC Francia	swap 2 años	swap 5 años	swap 10 años
Media	1,57	1,79	1,41	1,90	1,96	1,73	1,15	1,55	2,12	1,54	1,53	1,39	1,68	2,07	2,61
Error típico	0,09	0,14	0,07	0,08	0,12	0,10	0,21	0,09	0,13	0,07	0,12	0,08	0,13	0,13	0,11
Mediana	1,80	2,10	1,45	1,85	1,89	1,40	0,70	1,60	2,30	1,60	1,60	1,40	1,44	2,10	2,82
Moda	1,90	2,40	1,90	1,50	1,78	1,30	0,20	1,90	2,50	1,10	2,70	0,80	1,41	4,67	3,42
Desviación estándar	1,11	1,73	0,84	0,97	1,41	1,20	2,60	1,16	1,63	0,81	1,46	1,01	1,61	1,54	1,39
Varianza de la muestra	1,22	2,98	0,70	0,94	2,00	1,43	6,76	1,33	2,66	0,66	2,13	1,01	2,61	2,36	1,94
Curtosis	-0,83	-1,13	-0,40	-0,26	0,33	-0,54	0,86	-0,87	-0,85	-0,68	-1,01	-0,31	-0,88	-1,24	-1,31
Coefficiente de asimetría	-0,07	-0,16	0,01	0,21	0,13	0,42	-0,73	0,10	-0,20	0,11	-0,15	0,22	0,62	0,22	-0,08
Rango	4,80	6,70	3,80	4,40	7,58	5,40	11,60	4,70	7,30	3,40	5,90	4,80	5,57	5,27	4,76
Mínimo	-0,70	-1,40	-0,50	-0,40	-1,68	-0,70	-6,50	-0,60	-1,50	-0,20	-1,70	-0,80	-0,23	-0,15	0,27
Máximo	4,10	5,30	3,30	4,00	5,90	4,70	5,10	4,10	5,80	3,20	4,20	4,00	5,34	5,12	5,03
Suma	236,10	269,10	210,90	285,70	293,29	259,90	172,90	232,10	317,60	231,10	229,00	208,70	251,60	310,17	391,18
Observaciones	150	150	150	150	150	150	150	150	150	150	150	150	150	150	150

Anexo 2: Coeficientes de correlación

	UE 11	IPC España	IPC Alemania	IPC Austria	IPC Bélgica	IPC Finlandia	IPC Irlanda	IPC Italia	IPC Luxemb.	IPC Holanda	IPC Portugal	IPC Francia	swap 2 años	swap 5 años	swap 10 años
IPC UE 11	1														
IPC España	0,954	1													
IPC Alemania	0,931	0,877	1												
IPC Austria	0,885	0,808	0,886	1											
IPC Bélgica	0,848	0,774	0,760	0,802	1										
IPC Finlandia	0,756	0,617	0,708	0,768	0,642	1									
IPC Irlanda	0,733	0,746	0,754	0,664	0,644	0,357	1								
IPC Italia	0,952	0,864	0,843	0,816	0,790	0,813	0,617	1							
IPC Luxemburgo	0,937	0,935	0,857	0,831	0,784	0,615	0,644	0,850	1						
IPC Holanda	0,746	0,647	0,728	0,772	0,588	0,828	0,407	0,775	0,633	1					
IPC Portugal	0,861	0,846	0,761	0,740	0,785	0,501	0,803	0,809	0,811	0,486	1				
IPC Francia	0,970	0,904	0,887	0,861	0,866	0,736	0,694	0,922	0,931	0,669	0,827	1			
swap 2años	0,637	0,674	0,580	0,381	0,406	0,400	0,621	0,596	0,583	0,298	0,551	0,604	1		
swap 5años	0,618	0,650	0,538	0,355	0,366	0,436	0,512	0,599	0,579	0,324	0,507	0,583	0,983	1	
swap 10años	0,612	0,633	0,521	0,354	0,346	0,477	0,438	0,607	0,582	0,363	0,471	0,579	0,950	0,990	1