



Trabajo Fin de Grado

Determinantes de los tipos de interés a largo plazo.

Estudio empírico para la Eurozona.

Autor:

Laura Utrilla Fontecha

Director:

Javier Nievas López

Facultad de Economía y Empresa

2016

Título: Determinantes de los tipos de interés a largo plazo: Estudio para la Eurozona.

Autor: Laura Utrilla Fontecha

Director: Javier Nievas López

Titulación: Grado en Economía

Resumen:

En este trabajo el objetivo es conocer los determinantes de los tipos de interés a largo plazo en la Eurozona para una muestra de 18 años. En primer lugar, vemos la teoría sobre tres modelos macroeconómicos: la ecuación de Fisher, el mercado de dinero y el mercado de fondos, así como la literatura escrita en el siglo XX acerca de ellos. En segundo lugar, estimaremos dos modelos macroeconómicos: uno relacionado con la ecuación de Fisher y otro más amplio que reúne el mercado de dinero y el mercado de fondos. Aplicaremos el análisis univariante y de cointegración a los datos de las variables y, tras ello, estimaremos los modelos y aplicaremos contrastes. Sobre el primer modelo hemos concluido que existe efecto Fisher, pero parcial, y para el segundo modelo concluimos que los determinantes de los tipos de interés son el pasado del propio tipo, la oferta monetaria M2 y el tipo de interés americano. También podemos afirmar que ambos modelos son aptos para realizar predicciones por su bajo porcentaje de error.

Abstract:

In this paper the aim is to explain the determinants of long-term interest rates in Euroarea for 18 years. Firstly, we know the theory of three macroeconomic models: the Fisher equation, money market and funds market, and the literature written in the XX century about them. Secondly, we'll estimate two macroeconomic models: one of them associated to Fisher equation and the other one more extended, about money market and funds market. We'll apply univariate and cointegration analysis to the data and then we'll estimate the models and we'll apply contrasts on them. On the first model, we've concluded that there's partial Fisher effect and in the second model, the determinants are the past of the interest rate, the money supply and USA interest rates. We can also say that both models make good predictions.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	4
2. MODELOS DE DETERMINACIÓN DE LOS TIPOS DE INTERÉS	5
2.1. LA RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE INTERÉS NOMINAL Y REAL. EL EFECTO FISHER	5
2.2. ENFOQUE DEL MERCADO DE DINERO	7
2.3. ENFOQUE DEL MERCADO DE FONDOS	10
3. RESULTADOS OBTENIDOS EN LA LITERATURA.....	12
4. ESTUDIO EMPÍRICO	15
4.1. PRESENTACIÓN DE LOS DATOS.....	15
4.2. ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES	16
4.3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN	27
4.4. ESPECIFICACIÓN Y CONTRASTE DE MODELOS.....	31
5. PREDICCIÓN	36
6. CONCLUSIONES.....	37
7. BIBLIOGRAFÍA	39
ANEXO I.....	41
ANEXO II	41

1. INTRODUCCIÓN

Este estudio trata de analizar desde el punto de vista teórico y empírico los tipos de interés y sus determinantes. Los tipos de interés son una variable informativa muy importante para los agentes económicos ya que se incluyen en muchos de los productos que comercializan las entidades financieras, como las hipotecas. La subida o bajada de tipos también influye en la rentabilidad que ofrecen los ahorros, los depósitos y los productos de rentabilidad fija.

La teoría económica habitual nos dice que los tipos de interés son el resultado de las fuerzas de la oferta y la demanda de flujos financieros, pero en la actualidad esto está dejando de ser así. En el caso de España y la Eurozona en concreto, es el Banco Central Europeo (BCE) quien controla el tipo de interés como un instrumento de política monetaria para su objetivo básico, que es mantener estable la inflación en torno a un 2%. En los últimos años nos encontramos en una situación económica que ha llevado al BCE a llevar los tipos de interés a mínimos históricos. Esta caída de tipos se debería traducir en un aumento de la inversión sobre el ahorro, lo cual significaría un estímulo para el crecimiento y la productividad.

Con los tipos de interés tan bajos, ganan todos aquellos que tienen deudas o quienes se endeudan para consumir e invertir. También se benefician las familias con hipotecas a tipo variable, los estados soberanos (la deuda pública de España es mayor que el PIB), o quienes tienen inversiones a tipo fijo y a largo plazo, porque aumenta su valor actualizado. Sin embargo, salen perdiendo los ahorradores porque apenas obtienen rentabilidad de sus ahorros.

Cuando los tipos de interés están tan bajos, las cotizaciones bursátiles tienden a mejorar debido principalmente a tres factores. En primer lugar, disminuyen los costes financieros para las empresas y por tanto mejoran sus resultados económicos (pueden repartir más dividendos); en segundo lugar, la inversión de renta fija da una menor rentabilidad y, por tanto, se hace más atractiva la renta variable; por último, los bajos tipos estimulan la demanda de financiación por parte de los consumidores, lo que permite aumentar el consumo de bienes y las ventas de las empresas.

Como vemos, el estudio de los tipos de interés es muy importante y los economistas han dedicado muchos recursos a encontrar sus determinantes. Nosotros

vamos a ver los determinantes de una manera teórica, tomando como referencia tres modelos de teoría macroeconómica: la ecuación de Fisher, el punto de vista del mercado de dinero y el punto de vista del mercado de fondos prestables. Una vez obtenidos los modelos teóricos para determinar el tipo de interés, se estimarán econométricamente sus determinantes para la Eurozona. Explicaremos las variables a tener en cuenta y el proceso de obtención de las mismas, y llevaremos a cabo el análisis univariante de las series. Dependiendo del resultado que obtengamos sobre cointegración de las variables, estimaremos modelos y trabajaremos sobre ellos. Así podremos comprobar si la teoría económica coincide con los resultados empíricos y si dichos modelos sirven de cara a realizar futuras predicciones.

2. MODELOS DE DETERMINACIÓN DE LOS TIPOS DE INTERÉS

2.1. LA RELACIÓN ENTRE EL TIPO DE INTERÉS NOMINAL Y REAL. EL EFECTO FISHER

La ecuación de Fisher relaciona los tipos de interés nominales y reales con la inflación. Vamos a partir de la definición de tipo de interés real, que es aquel que mide la rentabilidad de un activo financiero descontando la pérdida de valor que genera la inflación. De esta manera, la rentabilidad real de un activo financiero se calcularía así:

$$1 + r = \frac{1 + R}{1 + \pi} \quad (1)$$

con r = tipo de interés real, R = tipo de interés nominal y π = tasa de inflación.

De la ecuación (1) podemos despejar el tipo de interés nominal:

$$(1 + R) = 1 + r + \pi + \pi r$$

$$R = r + \pi + \pi r$$

Si el tipo de interés real y la tasa de inflación se expresan en tanto por uno, su producto se puede despreciar, por lo que:

$$R \approx r + \pi \quad (2)$$

o también:

$$r \approx R - \pi \quad (3)$$

La ecuación (3) define el tipo de interés real en un determinado plazo, como la diferencia entre el nominal y la inflación. En un ambiente de incertidumbre los agentes no conocerán la tasa de inflación del próximo periodo, por lo que habría que tratar con el tipo de interés real esperado:

$$r_t^e = R_t - \pi_t^e \quad (4)$$

Desde el punto de vista de la teoría económica, en un contexto de mercados eficientes, es normal asumir que si cualquier incremento en la tasa de inflación se reflejase uno a uno en el tipo nominal, se hablaría de un efecto Fisher total o unitario, aunque como veremos, empíricamente se ha encontrado más frecuentemente un efecto Fisher parcial. La ecuación teórica que nos permitiría medir la existencia del efecto Fisher sería:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t \quad (5)$$

Si hay efecto Fisher completo, tendríamos que $\beta_1 = 1$ y como hemos dicho antes, un incremento de la tasa de inflación implicaría el mismo crecimiento del tipo de interés nominal. El efecto Fisher plantea un modelo sencillo de determinación de los tipos de interés en el que el principal determinante es la tasa de inflación.

Este modelo tenía bastante sentido a principios del siglo XX, cuando Fisher planteó la relación. Sin embargo, en estos momentos los bancos centrales controlan los tipos de interés para influir en la tasa de inflación. El Banco Central Europeo tiene como principal objetivo la estabilidad de precios a medio y largo plazo (es decir, el control de la inflación) y para ello necesita conocer las expectativas que tienen los agentes sobre los precios. Si el efecto Fisher se cumpliera totalmente, significaría que la inflación sería un instrumento perfecto para predecir el tipo de interés nominal y, por tanto, para llevar a cabo decisiones de política monetaria (que es lo que conocemos como superneutralidad del dinero). Por ello, podríamos pensar que el tipo de interés y la inflación se mueven uno a uno, lo cual implicaría que comparten la misma tendencia estocástica, esto significaría que el tipo de interés real es estacionario y se diría que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación estarían cointegradas.

Probablemente, el tipo de interés depende de otros factores además de la inflación, lo que hace difícil sostener teóricamente la existencia de un efecto Fisher

unitario. Por ejemplo, si existe mucha incertidumbre con respecto a la tasa de inflación, muchos activos cuya rentabilidad es fijada mediante los tipos de interés nominales conllevarán cierto riesgo asociado. Si los agentes son aversos al riesgo, pedirán una prima por la inflación, debido al riesgo que corren por la inflación. Esto se traduce en que los tipos de interés reales serían los nominales, menos la inflación, menos esa prima de riesgo, por lo que dejaría de cumplirse la hipótesis de Fisher.

2.2. ENFOQUE DEL MERCADO DE DINERO

El dinero es un medio de cambio en la economía y es por tanto el activo más líquido que puede existir. En el mercado de dinero interactúan el Banco Central Europeo y los agentes económicos que demandan dinero. El equilibrio en el mercado de dinero surge como consecuencia del cruce entre la oferta y la demanda monetaria. El resultado de ese equilibrio es el tipo de interés a corto plazo. A partir del equilibrio en este mercado se obtiene la relación LM, la cual refleja las distintas combinaciones entre tipo de interés y renta para las cuales los mercados financieros están en equilibrio. Vamos a ver la demanda y oferta monetarias por separado.

La demanda de dinero es la demanda de liquidez. ¿Y para qué se demanda este dinero? Según Keynes, hay tres motivos que explican la demanda de dinero:

- Motivo transacción (L_t): Los agentes demandan dinero para pagar las transacciones que llevan a cabo. A mayor nivel de renta, habrá más transacciones y por tanto se demandará más dinero por motivo transacción. El saldo que los agentes quieran mantener para fines de transacción, por tanto, depende directamente del nivel de renta y no parece que sea muy sensible al tipo de interés.

De esta manera, podríamos poner una función de demanda de dinero-transacción así:

$$L_t = L_t(y) \quad , \quad L'_t > 0$$

donde L_t = demanda por motivo transacción e y = renta.

- Motivo precaución (L_p): Los agentes desean conservar su dinero para hacer frente a pagos imprevistos. Es lógico pensar por tanto que a mayor nivel de renta, mayor será la proporción de efectivo que se conserve para este fin. Por lo tanto, el ingreso real será el argumento más importante. En este caso tenemos:

$$L_p = L_p(y) \quad , \quad L'_p > 0$$

donde L_p = demanda por motivo precaución.

- Motivo especulación (L_e): El dinero sirve como reserva de valor, en cambio, otros activos como bonos o acciones nos pueden rentar unos intereses que compensan el riesgo de impago. Si un inversor espera que el tipo de interés nominal suba a medio plazo y por tanto caiga la cotización de los bonos, preferirá mantener sus ahorros de manera líquida aumentando su demanda de dinero y esperará a que aumente el tipo de interés nominal (R) para comprar bonos. Por lo tanto, la demanda de dinero por este motivo estará relacionada inversamente con el tipo de interés:

$$L_e = L_e(R) \quad , \quad L'_e < 0$$

donde L_e = demanda por motivo especulación.

Teniendo en cuenta que los individuos demandan dinero por cualquiera de estos tres motivos, tendremos que la demanda de dinero será la suma de las cantidades demandadas para cualquiera de ellos. Por tanto, dependerá positivamente de la renta y negativamente de los tipos de interés.

$$L = L_1(y) + L_p(y) + L_e(R) = L(y, R) \quad , \quad L'_y > 0 ; L'_R < 0 \quad (6)$$

Una forma funcional lineal de la demanda de dinero en términos reales puede ser:

$$l = l_1 y + l_2 R \quad , \quad l_1 > 0 ; l_2 < 0 \quad (7)$$

donde l_1 y l_2 son las sensibilidades de la demanda de dinero ante cambios en el nivel de renta y en el tipo de interés, respectivamente.

Por otro lado, tenemos la oferta de saldos reales M/P donde M es la oferta monetaria y P el nivel de precios. La oferta monetaria es determinada exógenamente por el BCE, que como sabemos, tiene como objetivo la estabilidad de precios (mantener la inflación en torno al 2%), para ello utiliza instrumentos tales como las operaciones de mercado abierto (subastas), las reservas mínimas o las facilidades permanentes. Con estas herramientas controla el dinero total del sistema financiero.

Si igualamos la oferta y la demanda monetaria, obtenemos la siguiente relación:

$$\frac{M}{P} = l_1 y + l_2 R \quad (8)$$

Y despejando el tipo de interés:

$$R = \frac{1}{l_2} \left(\frac{M}{P} - l_1 y \right) \quad (9)$$

Lo que también podemos expresar genéricamente como:

$$R = R(y, M, P) \quad , \quad R'_y > 0 \quad , \quad R'_M < 0 \quad \text{y} \quad R'_P > 0 \quad (10)$$

Por tanto, las variables que influyen o determinan el tipo de interés serían el nivel de actividad económica, la oferta monetaria nominal y el nivel de precios. A mayor nivel de actividad económica los agentes demandarán más dinero para gastarlo, y un aumento de la demanda eleva el precio del producto, que en este caso es el tipo de interés.

En el caso de la oferta monetaria, si el banco central decide aumentar la cantidad de dinero de la economía para llevar a cabo una política monetaria expansiva, habrá un exceso de oferta en el mercado de dinero, lo cual significa que para el tipo de interés de equilibrio, la cantidad de dinero en circulación será mayor a la cantidad de dinero que los agentes quieren mantener. Los agentes querrán colocar ese exceso de dinero en forma de bonos, demandándolos en el mercado de bonos e incrementando así su precio. Dada la relación inversa entre el precio de los bonos y el tipo de interés, a medida que el primero aumenta, la rentabilidad de los mismos, es decir, el tipo de interés, disminuye. A medida que disminuye la rentabilidad de los bonos, la cantidad de dinero demandada por motivo irá aumentando hasta alcanzar el nuevo equilibrio, que se dará cuando el tipo de interés haya descendido hasta un nivel para el cual oferta y demanda de dinero se vuelven a igualar. Por lo tanto, el efecto de la oferta monetaria nominal sobre el tipo de interés será negativo.

El efecto de los precios sobre los tipos de interés es positivo porque si aumenta el precio, dada la oferta monetaria, deberá caer la demanda de dinero de los agentes económicos, lo que provocará a medio plazo una caída del nivel de producción y a corto plazo una subida del tipo de interés.

2.3. ENFOQUE DEL MERCADO DE FONDOS

El enfoque del mercado de fondos prestables aporta distintas variables para la determinación de los tipos de interés. La demanda de fondos estará formada por la demanda privada y la pública. La primera es la que realizan las empresas privadas por inversión y las economías domésticas, y la pública es la que realizan los estados para financiar sus déficits públicos. La demanda privada de crédito de una empresa dependerá de la necesidad de financiación que tenga. Cuanto más bajo sea el tipo de interés, más fácil es que la rentabilidad de un proyecto de inversión supere a dicho tipo de interés y la empresa solicite un crédito para financiar la inversión, por tanto la relación entre la demanda de crédito y el tipo de interés será negativa.

En cuanto a la variable que representa la actividad económica, sabemos que si la economía es próspera aumentará la demanda de crédito, puesto que habrá una mayor producción en la economía y los agentes desearán consumir más, por ello demandarán más crédito. También son importantes las expectativas de demanda que tengan los agentes, ya que si son positivas la demanda de crédito aumentará y con ello el tipo de interés.

Llamando F_{priv}^d = demanda de fondos privada y EXP = expectativas de demanda de los agentes, podemos definir la demanda de fondos en la siguiente relación:

$$\text{con } \begin{aligned} F_{priv}^d &= F_{priv}^d(y, R, EXP) \\ F_y^{d'} &> 0, \quad F_R^{d'} < 0, \quad F_{EXP}^{d'} > 0 \end{aligned} \quad (11)$$

En el caso de la demanda pública de crédito, dependerá del déficit o superávit públicos, ya que cuando una administración pública se encuentra en situación de déficit buscará financiación a través de la deuda pública, lo cual conlleva tener que devolverla sumando a esa cifra los intereses. Por tanto, el déficit público aumentará la demanda de crédito por parte de los estados.

Llamando $F_{púb}^d$ = demanda de fondos pública y DP = déficit público, definimos la demanda de fondos pública como:

$$F_{púb}^d = F_{púb}^d(DP) \quad \text{con } F_{DP}^{d'} > 0$$

Por tanto vamos a considerar la demanda de fondos total de forma lineal:

$$\begin{aligned}
F^d &= F_{púb}^d + F_{priv}^d = F^d(y, R, EXP, DP) \\
F_{priv}^{d'} &= f_0 + f_y^d y + f_R^d R + f_{EXP}^d EXP + f_{DP}^d DP \\
f_y^{d'} &> 0, f_R^{d'} < 0, f_{EXP}^{d'} > 0, f_{DP}^{d'} > 0
\end{aligned} \tag{12}$$

Ahora nos centraremos en la parte de oferta de fondos, que estará formada por los ahorros que los agentes ofrecen al mercado. Vamos a considerar el ahorro privado como fuente de financiación, que es aquel que ofrecen empresas privadas y economías domésticas.

En la oferta de fondos van a ser determinantes el tipo de interés y el tipo de interés internacional. En el mercado neoclásico, ahorro e inversión se relacionan a través del mercado financiero, donde las familias ofrecen su ahorro mientras que las empresas lo demandan para invertir, por tanto considera que la función de ahorro es una función creciente de la tasa de interés.

Respecto al tipo de interés internacional, en un contexto de movilidad perfecta de capitales, los tipos nominales tienden a igualarse entre países. Actualmente hay un alto grado de integración de los mercados financieros a nivel mundial y los tipos de interés internacionales son fácilmente observables. Por tanto, si un ahorrador obtiene una mayor rentabilidad en el exterior, acudirá al extranjero en lugar de depositar sus ahorros en España, lo cual hará caer la oferta de fondos prestables de nuestro país.

Llamando F^s = Oferta de fondos prestables y R^I = tipo de interés internacional, definimos la oferta de fondos prestables de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
F^s &= F^s(R, R^I) \\
F_R^{s'} &> 0, F_{R^I}^{s'} < 0
\end{aligned} \tag{13}$$

de forma lineal:

$$\begin{aligned}
F^s &= f_0^s + f_R^s R + f_{R^I}^s R^I \\
f_R^{s'} &> 0, f_{R^I}^{s'} < 0
\end{aligned}$$

Para ver los determinantes de los tipos de interés, igualamos la oferta de fondos (F^s) a la demanda de fondos (F^d) y despejamos R:

$$F^s = F^d$$

$$f_0^s + f_R^s R + f_{R'}^s R' = f_0^d + f_y^d y + f_R^d R + f_{EXP}^d EXP + f_{DP}^d DP$$

$$R = \frac{(f_0^d - f_0^s) + f_y^d y + f_{EXP}^d EXP + f_{DP}^d DP - f_{R'}^s R'}{(f_R^s - f_R^d)}$$

Por tanto, genéricamente tenemos:

$$R = R(y, EXP, DP, R') \quad \text{con} \quad R'_y > 0, R'_{EXP} > 0, R'_{DP} > 0, R'_{R'} > 0$$

El déficit público hace que aumente la demanda de fondos, con lo cual, como con cualquier aumento en la demanda de un producto, aumenta el precio del mismo, que en este caso es el tipo de interés. El enfoque tradicional, de inspiración Keynesiana, afirma que los déficits provocan aumentos en el tipo de interés. Sin embargo, el enfoque neoclásico (de equivalencia Ricardiana) nos dice que la relación entre el déficit y los tipos de interés es más compleja y, en general, débil. Un aumento del déficit público (por una bajada de impuestos, por ejemplo) hace cambiar el comportamiento de los agentes (quienes esperan subidas de impuestos posteriores) y por ello ahorran más, haciendo que los tipos de interés no cambien tanto.

Por otro lado, los tipos de interés también tienen relación positiva con la actividad económica y con las expectativas de los agentes, puesto que si éstos tienen buena perspectiva de la economía, demandarán más fondos tales como créditos para consumir. En cuanto al tipo de interés internacional, la relación es positiva por el motivo explicado anteriormente. Con movilidad perfecta de capitales, si los tipos internacionales están más altos que los nacionales, los ahorradores irán al extranjero a depositar sus ahorros, y ello se va a traducir en una menor oferta de fondos sobre la demanda de fondos en nuestro país, que hará subir los tipos de interés nacionales. Por ello decimos que tienden a igualarse bajo esa condición.

3. RESULTADOS OBTENIDOS EN LA LITERATURA

En este apartado vamos a conocer diferentes estudios que han tratado los determinantes de los tipos de interés.

Respecto al estudio del efecto Fisher, ha sido analizado por muchos autores, ya que su cumplimiento, como hemos indicado anteriormente, sería clave para que se diera la superneutralidad del dinero.

El primero en analizar empíricamente esta teoría fue el propio Fisher, esperando que la variación en la tasa de interés nominal ocurriera en el mismo periodo que había tenido lugar la tasa de inflación. Pero encontró que solo se cumplía parcialmente, y es que los tipos de interés nominales reaccionaban con la inflación, pero de forma tardía y de manera poco acusada. Fisher lo justificó diciendo que los individuos tenían cierta ilusión monetaria y que no distinguían bien si los cambios en las variables eran de tipo real o nominal.

En 1975, Fama explicó que el efecto Fisher es coherente con los mercados eficientes, entonces habrá una relación entre el tipo nominal observado en un determinado punto y la tasa de inflación posterior. Además de que el tipo de interés real ex-ante debería ser constante. Si esta relación no se produjera, el mercado sería ineficiente. Fama encontró evidencia del efecto Fisher para Estados Unidos pero posteriormente sus resultados fueron muy discutidos por diversos autores.

A partir de los años 80, los avances en econometría sobre raíces unitarias y cointegración permiten hacer nuevos contrastes empíricos sobre el efecto Fisher. Aunque estas técnicas econométricas han sido indudablemente una muy buena aportación, no han dejado de darse resultados muy diferentes a la hora de estudiar este tema empíricamente. Rose (1988) fue el primero en aplicar los contrastes de raíz unitaria, en los que observó que la inflación era estacionaria y por tanto el tipo de interés real no lo era, por lo que se rechazaba la existencia de efecto Fisher. Mishkin (1992) lo critica y obtiene un resultado que apoya la hipótesis del efecto Fisher a largo plazo.

En España también tenemos diversos estudios. Por citar algunos ejemplos, tenemos a Mauleón (1987), quien utiliza datos trimestrales entre 1973 y 1985, no obteniendo efecto significativo alguno que acepte la hipótesis de Fisher. Esteve y Tamarit (1994) utilizan datos anuales entre 1973 y 1993 y encuentran efecto Fisher parcial. En 1994 Aznar y Nieves presentan un nuevo esquema teórico a partir del dado por Fama en 1975 y lo aplican a datos mensuales de la economía española, rechazando el efecto Fisher e indicando la débil relación entre la inflación y el tipo de interés

nominal. Otro estudio de Nievas y Pozo (1996) analiza los determinantes del tipo de interés español a largo plazo de 1980 a 1992, refleja que no existe relación de cointegración que vincule las variables a largo plazo, aunque sí puede darse en el corto plazo. Este resultado viene de la mano con los obtenidos por Ballabriga y Sebastian (1993) y Esteve y Tamarit (1994). Bajo y Esteve (1998) realizan un estudio sobre el efecto Fisher en el largo plazo para la economía española, entre los años 1962 y 1996. Se abarca un periodo más largo que en los estudios anteriores para tener en cuenta los cambios estructurales en la tendencia de las series; finalizan aceptando la hipótesis del efecto Fisher pero parcial en lugar de completo. Algo más actual es el llevado a cabo por Badillo, Reverte y Rubio (2010), quienes llevan a cabo una contrastación empírica del efecto Fisher para 15 países de la Unión Europea. Usan datos de panel entre 1983 y 2009. Para ese panel de países considerados, existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la tasa de inflación y el tipo de interés nominal y además es del tipo uno a uno, tal como afirma la versión completa del efecto Fisher.

Sobre los enfoques del mercado de dinero y de fondos también hay diversos estudios: Cabrero, Escrivá y Sastre (1992) estiman ecuaciones de demanda para las nuevas definiciones de agregados monetarios (M1, M2, M3 y ALP), analizan el período de 1978-1989 para M3 y ALP y 1978-1991 para M1 y M2 y concluyen que en el caso de agregados amplios (M3 y ALP) se obtiene una relación entre la demanda de dinero y la renta, el tipo de interés propio de los activos que componen los agregado y la tasa de inflación, todas ellas en sentido positivo. Para el caso de los agregados estrechos (M1 y M2) su demanda depende del nivel de renta y el tipo de interés propio de los activos que los componen, ambas relaciones en sentido positivo y de otro tipo de interés alternativo (indica la rentabilidad de otros empleos de la riqueza financiera) en sentido negativo. Por último, analizan los cambios en la velocidad de circulación del dinero y ven que la caída de ésta en M3 y ALP se explica por el incremento del nivel de renta real y para M1 y M2 es mayor la contribución de los tipos de interés.

Otro estudio relacionado con este trabajo sería el de Ballabriga y Sebastián (1993), en el que estudian el efecto de los déficits públicos sobre los tipos de interés para la economía española. A primera vista, los datos nos revelan que hay una relación positiva entre déficits y tipos de interés (en períodos en los que el déficit aumenta, también lo hacen los tipos de interés). Por ello analizan esta evidencia con modelos de dos variables (déficit público y tipo de interés), tres variables (déficit público, tipo de

interés y dinero) y cuatro variables (déficit público, tipo de interés, dinero e inflación). La conclusión principal de su estudio es que en el periodo considerado (1964 – 1991) los movimientos no son el resultado de la interacción del déficit y de los tipos de interés, destacando que la característica fundamental de los modelos bivariantes estimados es el comportamiento exógeno del déficit sobre los tipos de interés.

Nocito, Coto y Sarabia (1993) examinan los determinantes macroeconómicos de los tipos de interés reales españoles a corto plazo utilizando datos trimestrales para el período 1978-1992. Lo estiman a partir del modelo IS-LM en una economía abierta con gobierno y movilidad imperfecta de capitales. Las estimaciones realizadas sugieren que existe causalidad en sentido positivo del déficit público, el tipo de cambio, la tasa de inflación esperada y el tipo de interés exterior en los tipos de interés nominales, y de signo contrario de la cantidad de dinero. En cambio, encuentran un efecto negativo de las expectativas de inflación en los tipos de interés real y tampoco se encuentra apoyo de la hipótesis de Fisher para el caso español.

Finalmente, Aznar y Pozo (1996) construyen un modelo teórico de determinación de la demanda de activos, apoyado en el enfoque de demanda de dinero por motivo transacción. En el mismo estudio utilizan ese modelo para formular otro de determinación de los tipos de interés, donde también buscan la incidencia de la tasa de inflación esperada y de la deuda pública sobre los tipos de interés reales. Concluyen el poco probable cumplimiento del efecto Fisher y rechazan el Principio de Equivalencia Ricardiana, sobre el cual afirman que aunque los agentes se comportasen bajo las hipótesis ricardianas (es decir, ante una sustitución de impuestos por deuda pública ahorran todo el incremento experimentado en su renta disponible) no se cumpliría en Principio de Equivalencia.

4. ESTUDIO EMPÍRICO

4.1. PRESENTACIÓN DE LOS DATOS

Los datos pertenecen a la Eurozona y han sido obtenidos a partir de la página web del Ministerio de Economía y Competitividad, la página web de la Reserva Federal y la del Banco Central Europeo. Todos los datos son trimestrales y abarcan un periodo de 18 años (1997-2015). Las variables que nos interesan de cara al estudio empírico son el Producto Interior Bruto, el agregado monetario M2, la inflación y el tipo de interés.

Cuando nos referimos a tipo de interés internacional tomaremos como referencia el de Estados Unidos. A continuación se explica detalladamente cómo se ha obtenido cada variable:

- Tipo de interés a largo plazo (TIPL_UEM), rendimiento del bono a diez años. Serie mensual transformada a datos trimestrales mediante promediación.
- Producto Interior Bruto a precios constantes de 2010 (PIBR_UEM) serie original trimestral.
- Agregado monetario M2 (M2_UEM) en millones de euros corrientes, deflactado mediante el IPC con base 2010 a precios constantes de ese año.
- IPC en datos mensuales expresados en euros de 2010. Datos promediados para transformarlo en datos trimestrales.
- Inflación (INFL_UEM) serie original mensual transformada a datos trimestrales mediante promedio.
- Tipo de interés internacional: tipo de interés a largo plazo (TILP_USA). La serie original corresponde a la media mensual del rendimiento a 10 años de las obligaciones del gobierno federal. Se ha promediado para transformarlo a datos trimestrales.
- Los tipos de interés y la tasa de inflación se han expresado en tanto por ciento.

4.2. ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES

El siguiente punto que vamos a llevar a cabo consiste en analizar cada variable utilizada mediante tres instrumentos: el gráfico de la propia variable, el correlograma que consta de la Función de Auto-Correlación (FAC) y la Función de Auto-Correlación Parcial (FACP) y el contraste de raíz unitaria aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Aplicaremos los tres procesos anteriores a las variables en niveles y a sus diferencias hasta que determinemos que la serie es estacionaria e indiquemos su orden de integración.

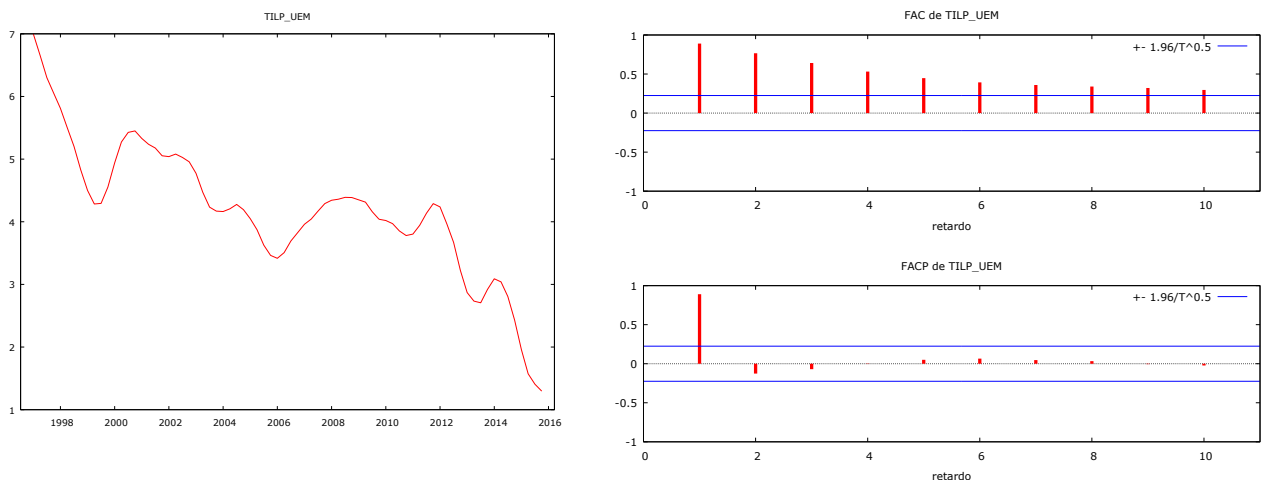
Mientras que los gráficos nos permiten ver la tendencia de la serie y el correlograma nos informa sobre el carácter estacionario de la misma, el contraste de Dickey Fuller aumentado nos permite detectar la existencia de tendencias estocásticas; en este contraste la hipótesis nula detecta si la serie es al menos integrada de orden 1 frente a la hipótesis alternativa de que es integrada de orden 0 o estacionaria.

Resolveremos este contraste comparando el p-valor con nuestro nivel de significación del 0,05. En el caso de que el p-valor sea mayor que dicho nivel de significación no rechazaremos la hipótesis nula y querrá decir que la variable es al menos integrada de orden 1. Para continuar con el análisis tomaremos la primera diferencia de la serie y empezaremos de nuevo el proceso (gráficos, correlograma y contraste ADF). En este caso se contrasta la hipótesis nula de que la serie es al menos integrada de orden 2 frente a la alternativa de que es integrada de orden 1. Compararemos de nuevo el p-valor con el nivel de significación y rechazaremos o no la hipótesis nula.

Repetiremos este proceso de tomar diferencias hasta que rechacemos la hipótesis nula y concluyamos que la variable es integrada de aquel orden como las diferencias que se hayan tomado hasta que la serie es estacionaria.

Tipo de interés a largo plazo

Figura 1. Gráfico y correlograma del tipo de interés a largo plazo de la Eurozona. Serie en niveles.



Contraste Dickey Fuller aumentado del tipo de interés a largo plazo de la Eurozona:

H_0 : TILP_UEM es al menos integrada de orden 1.

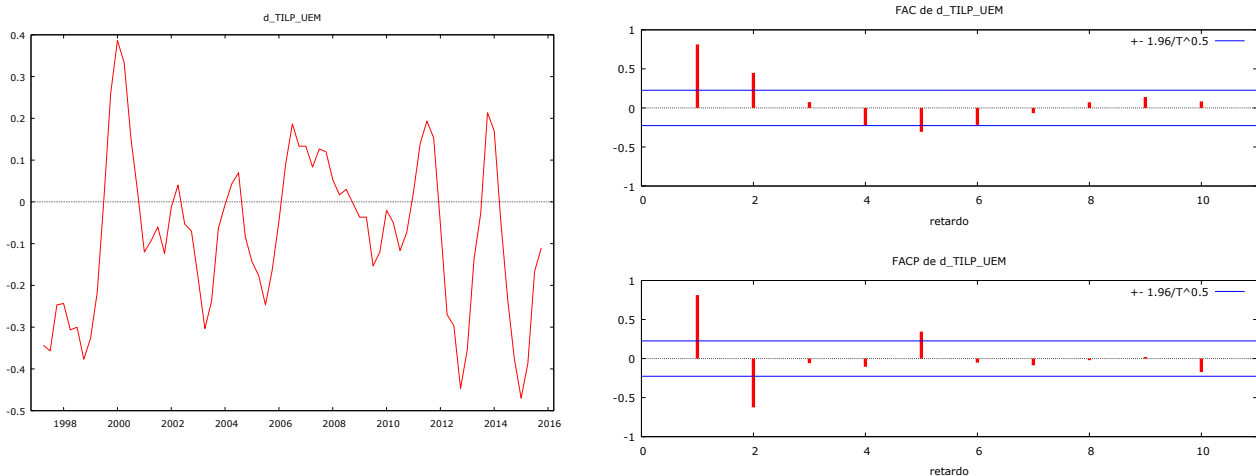
H_A : TILP_UEM es integrada de orden 0.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para TILP_UEM
 incluyendo 5 retardos de $(1-L)TILP_UEM$
 (el máximo fue 11, el criterio BIC)
 tamaño muestral 70
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

con constante y tendencia
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.0446979
 Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -1.93491$
valor p asintótico 0.636
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e : -0.005
 diferencias retardadas: $F(5, 62) = 78.208 [0.0000]$

La serie tiene tendencia decreciente y podemos considerar algunas bajadas fuertes de los tipos de interés a largo plazo en la Eurozona, como la de 1999, 2003, 2006, 2010 o 2013, sin olvidarnos de la caída actual que lleva a los tipos a mínimos históricos. El correlograma muestra la FAC típica de una serie no estacionaria, que cae lenta y progresivamente, mientras que la FACP tiene un único valor cercano a 1 con un corte brusco a continuación. El contraste ADF tiene un p-valor mayor que el nivel de significación, con lo que la variable tipo de interés será al menos integrada de orden 1.

Figura 2. Gráfico y correlograma de la 1ª diferencia del tipo de interés a largo plazo de la Eurozona.



Contraste Dickey Fuller aumentado de la primera diferencia del tipo de interés a largo plazo de la Eurozona:

H_0 : d_TILP_UEM es al menos integrada de orden 2.

H_A : d_TILP_UEM es integrada de orden 1.

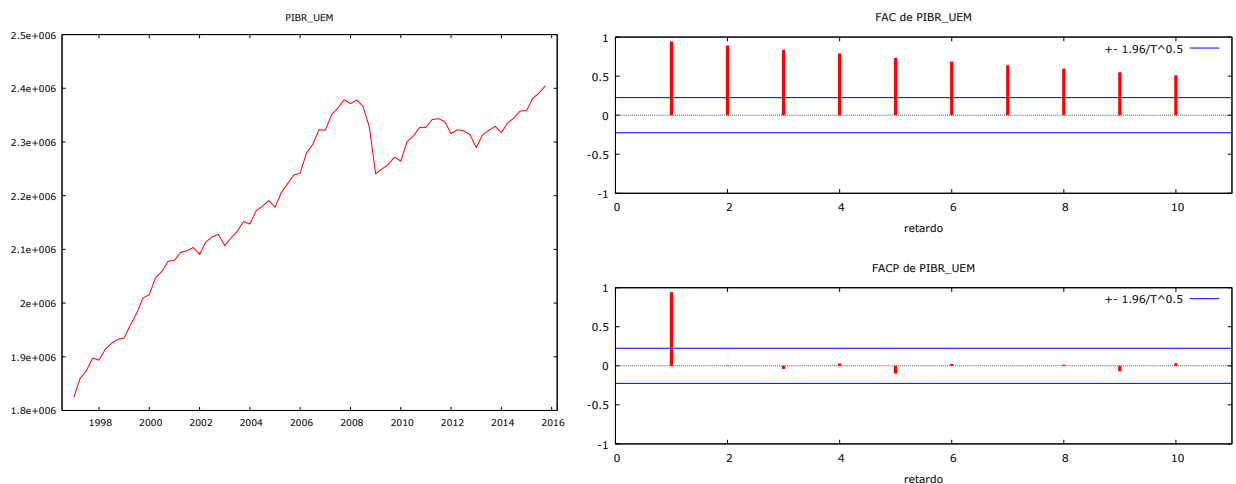
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_TILP_UEM
 incluyendo 4 retardos de $(1-L)d_TILP_UEM$
 (el máximo fue 11, el criterio BIC)
 tamaño muestral 70
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste sin constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.184079
 Estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = -2.5976$
valor p asintótico 0.009103
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.024
 diferencias retardadas: $F(4, 65) = 21.119 [0.0000]$

Al tomar la primera diferencia, se pierde la tendencia decreciente, como podemos ver en la figura 2. El correlograma muestra el esquema típico de una variable estacionaria. Finalmente, el contraste ADF nos da como resultado un p-valor menor que el nivel de significación, por tanto rechazamos la hipótesis nula y podemos concluir que la variable tipo de interés a largo plazo en la Eurozona es integrada de orden 1.

Producto Interior Bruto

Figura 3. Gráfico y correlograma del PIB de la Eurozona. Serie en niveles.



Contraste Dickey Fuller aumentado del PIB:

H_0 : PIBR_UEM es al menos integrada de orden 1, no estacionaria.

H_A : PIBR_UEM es una variable estacionaria.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para PIBR_UEM
 incluyendo 5 retardos de $(1-L)PIBR_UEM$
 (el máximo fue 11, el criterio BIC)
 tamaño muestral 70
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

con constante y tendencia
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.0580819
 Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -2.01484$

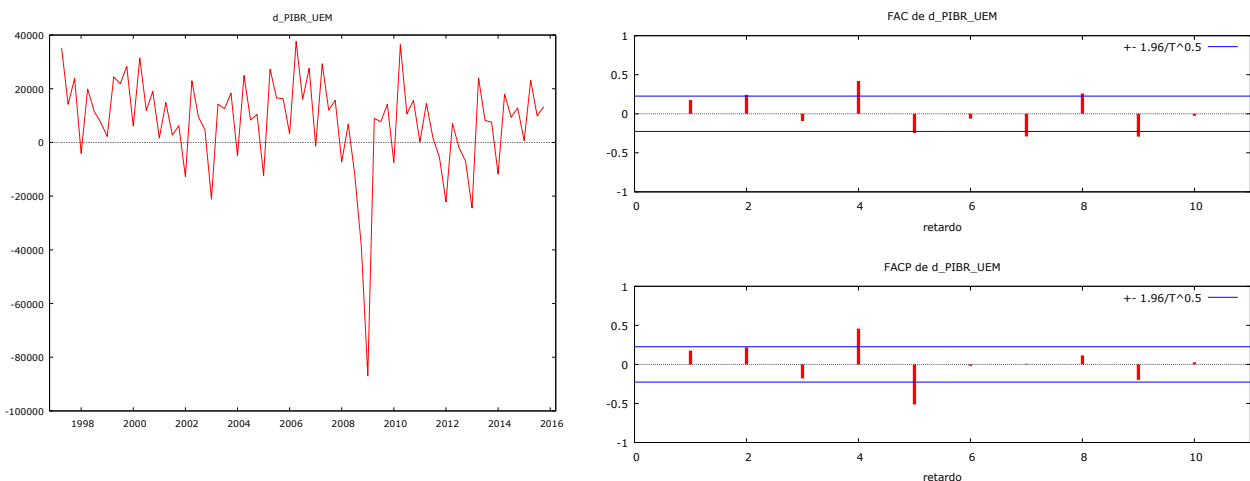
valor p asintótico 0.5926

Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.006

diferencias retardadas: $F(5, 62) = 13.596 [0.0000]$

El gráfico del PIB de la Eurozona nos indica dos subperiodos, uno hasta 2008, donde vemos el efecto de la crisis económica y la caída tan pronunciada hasta el segundo trimestre de 2009 donde empieza a subir ligeramente. El análisis de la función de autocorrelación y la función de autocorrelación parcial nos dan señales de serie no estacionaria, por el decrecimiento en la FAC lento y amortiguado y el corte brusco a partir del primer valor que observamos en la FACP. Con el contraste ADF podemos confirmar que se trata de una variable no estacionaria si comparamos el p-valor con el nivel de significación, al ser mayor que 0,05 no rechazamos la hipótesis nula. En este caso el PIB será al menos integrada de orden 1.

Figura 4. Gráfico y correlograma de la 1ª diferencia del PIB de la Eurozona.



Contraste ADF de la primera diferencia del PIB de la Eurozona:

H_0 : d_PIBR_UEM es al menos integrada de orden 2.

H_A : d_PIBR_UEM es integrada de orden 1.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_PIBR_UEM
incluyendo 4 retardos de $(1-L)d_PIBR_UEM$
(el máximo fue 11, el criterio BIC)
tamaño muestral 70
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.619679
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -4.11304$

valor p asintótico 0.0009214

Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.017

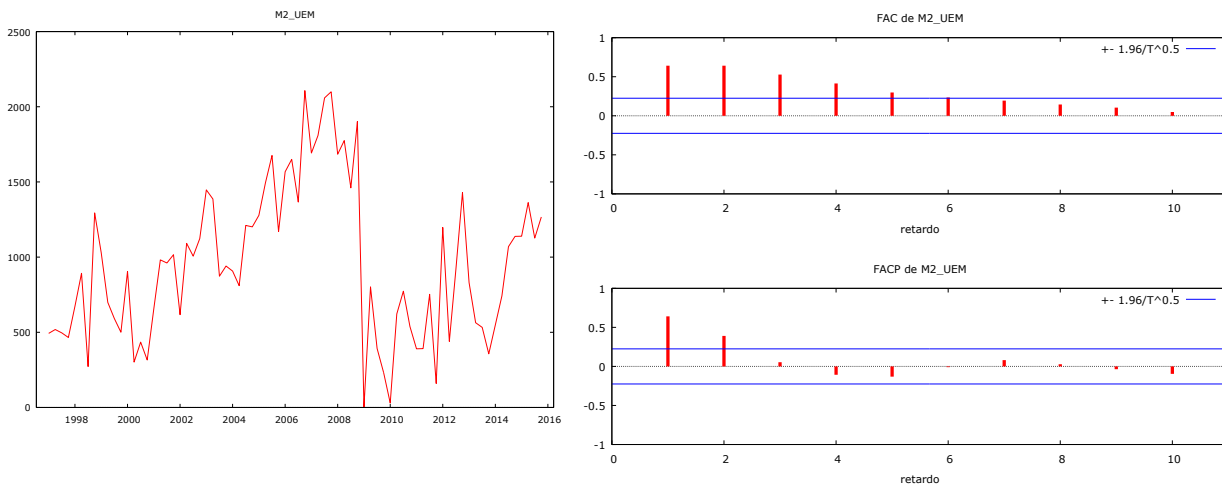
diferencias retardadas: $F(4, 64) = 15.686 [0.0000]$

La primera diferencia de la serie elimina la tendencia creciente del PIB de la Eurozona y se aprecia el efecto de la crisis en 2009. El correlograma nos muestra el esquema típico de una variable estacionaria. El contraste ADF tiene un p-valor menor que el nivel de significación (0,05), con lo cual rechazamos la hipótesis nula y concluimos que el PIB de la Eurozona es una variable integrada de orden 1.

Agregado monetario M2

Figura 5. Gráfico y correlograma del agregado monetario M2 de la Eurozona.

Serie en niveles



Contraste Dickey Fuller aumentado del agregado monetario M2 de la Eurozona:

H_0 : M2_UEM es al menos integrada de orden 1, no estacionaria.

H_A : M2_UEM es una variable estacionaria.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para M2_UEM
incluyendo un retardo de $(1-L)M2_UEM$
(el máximo fue 11, el criterio BIC)
tamaño muestral 74
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0.218202

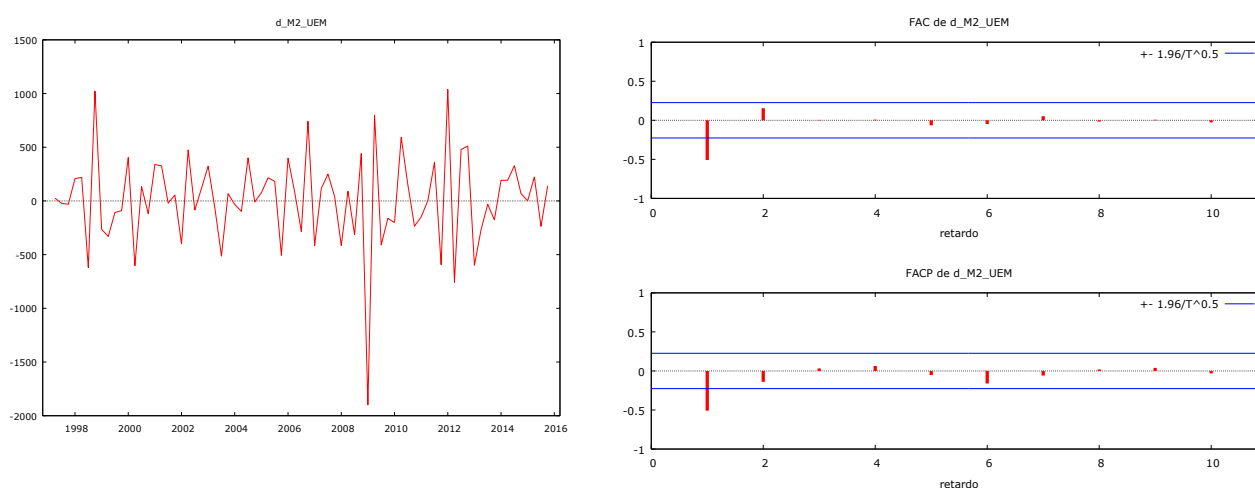
Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -2.39072$

valor p asintótico 0.1444

Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.030

En el gráfico de la serie temporal encontramos dos subperiodos con tendencia creciente. La crisis es el punto de corte, en 2008 comienza a caer para el año siguiente volver a continuar con esa tendencia creciente. La FAC y FACP muestran el esquema típico de una variable no estacionaria, con decrecimiento lento y continuado en la primera función y corte brusco en la segunda. El contraste ADF tiene un p-valor mayor que el nivel de significación. No rechazamos la hipótesis nula, con lo que la variable es al menos integrada de orden 1. A continuación tomamos la primera diferencia regular de la serie.

Figura 6. Gráfico y correlograma de la 1ª diferencia del agregado monetario M2 de la Eurozona.



Contraste Dickey Fuller aumentado de la 1ª diferencia del agregado monetario M2 de la Eurozona:

H_0 : d_M2_UEM es al menos integrada de orden 2.

H_A : d_M2_UEM es integrada de orden 1.

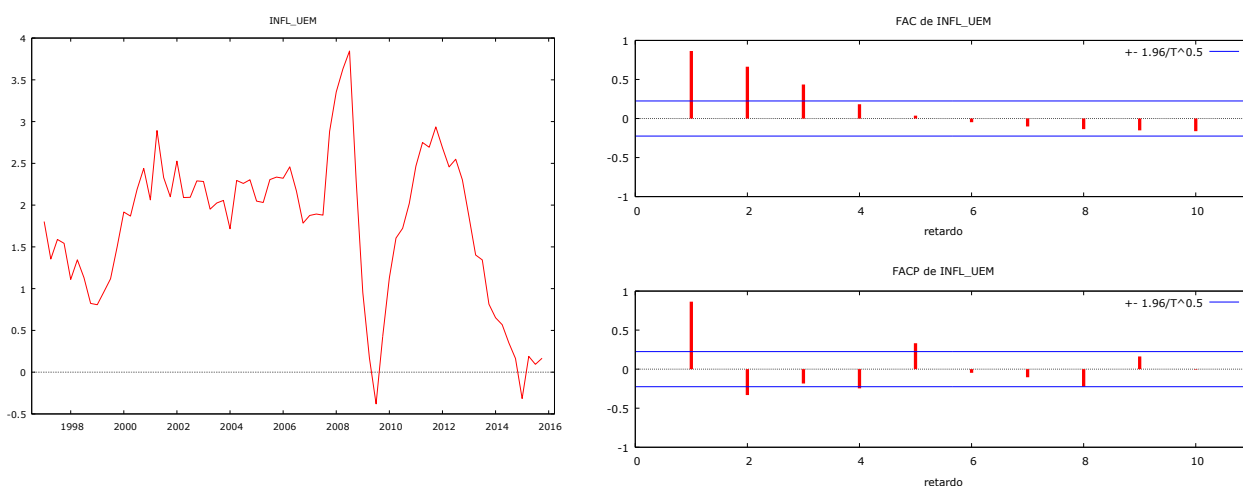
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_M2_UEM
 incluyendo 0 retardos de $(1-L)d_M2_UEM$
 (el máximo fue 11, el criterio BIC)
 tamaño muestral 74
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1.50895
 Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -14.8619$
Valor p 0.0001
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e : -0.070

En el gráfico vemos una serie estacionaria en media, destacando la ruptura estructural producida por la crisis en el año 2008. El correlograma también muestra el esquema típico de una variable estacionaria. El contraste ADF tiene un p-valor menor que el nivel de significación, rechazamos por tanto la hipótesis nula y podemos afirmar que la variable M2 es integrada de orden 1.

Inflación

Figura 7. Gráfico y correlograma de la inflación de la Eurozona. Serie en niveles.



Contraste Dickey Fuller aumentado de la inflación de la Eurozona:

H_0 : INFL_UEM es al menos integrada de orden 1.

H_A : INFL_UEM es estacionaria.

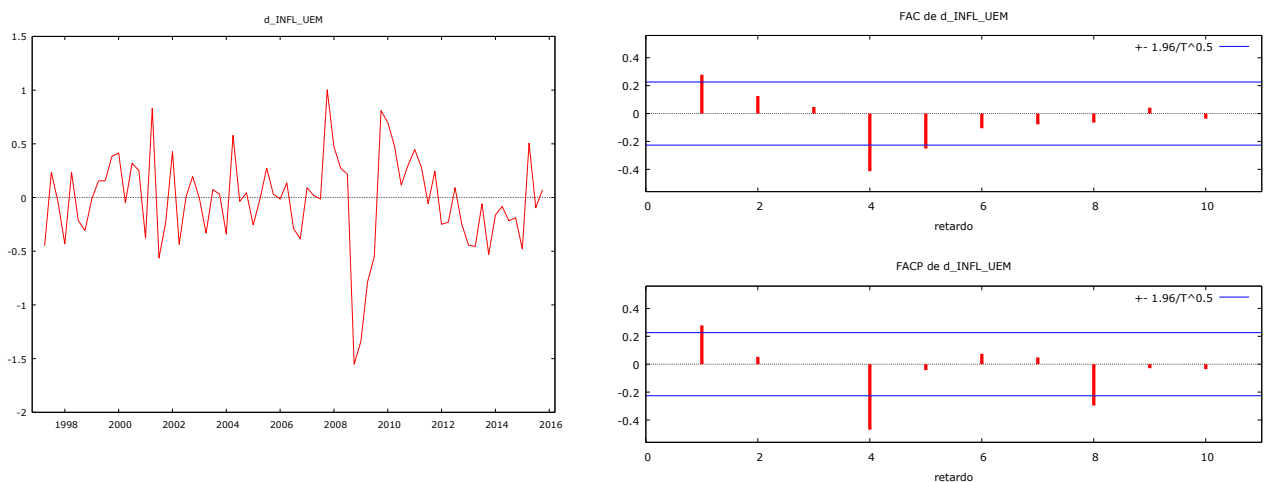
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para INFL_UEM
 incluyendo 8 retardos de $(1-L)INFL_UEM$
 (el máximo fue 11, el criterio AIC)
 tamaño muestral 67
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.182412
 Estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -1.75084$
valor p asintótico 0.4055
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.020
 diferencias retardadas: $F(8, 57) = 4.678 [0.0002]$

En cuanto al gráfico sobre la inflación vemos tres subperiodos, el primero hasta 1999 donde baja para comenzar a subir y permanecer dentro de la estabilidad hasta 2007 cuando experimenta una gran subida y una caída en picado hasta llegar a cifras

negativas. Hay subidas y bajadas muy bruscas a partir de ese momento. El correlograma muestra la FAC con un decrecimiento no muy lento de los valores pero un valor cercano a 1 en la FACP, lo que nos lleva a pensar en una serie no estacionaria. El contraste ADF refleja un p-valor mayor que el nivel 0,05, por tanto no rechazamos la hipótesis nula. La variable será al menos integrada de orden 1.

Figura 8. Gráfico y correlograma de la 1ª diferencia de la inflación de la Eurozona.



Contraste Dickey Fuller aumentado de la primera diferencia de la inflación de la Eurozona:

H_0 : d_INFL_UEM es al menos integrada de orden 2.

H_A : d_INFL_UEM es integrada de orden 1.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_INFL_UEM
 incluyendo 3 retardos de $(1-L)d_INFL_UEM$
 (el máximo fue 11, el criterio BIC)
 tamaño muestral 71
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

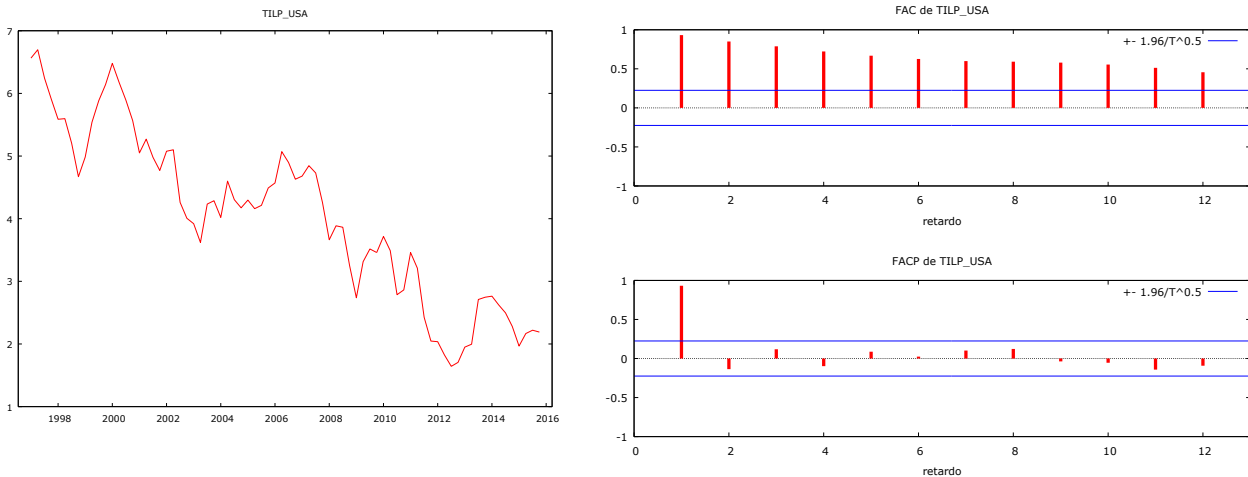
contraste sin constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1.00504
 Estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = -6.23875$
 valor p asintótico 1.275e-009
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.003
 diferencias retardadas: $F(3, 67) = 7.107 [0.0003]$

El gráfico muestra una caída brusca en 2009 debido a la crisis. El correlograma también muestra el esquema típico de una variable estacionaria. El contraste ADF tiene

un p-valor menor que el nivel de significación, por tanto rechazamos la hipótesis nula y podemos afirmar que la inflación de la Eurozona es una variable integrada de orden 1.

Tipo de interés internacional a largo plazo

**Figura 9. Gráfico y correlograma del tipo de interés internacional a largo plazo.
Serie en niveles.**



Contraste Dickey Fuller aumentado del tipo de interés a largo plazo de Estados Unidos.

H_0 : TILP_USA es al menos integrada de orden 1.

H_A : TILP_USA es estacionaria.

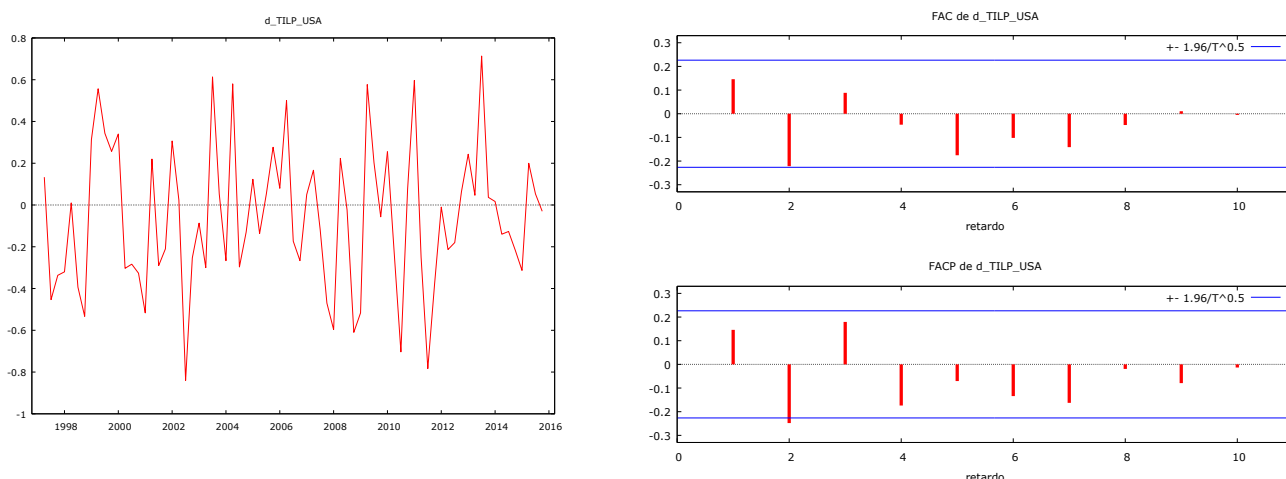
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para TILP_USA
incluyendo 0 retardos de $(1-L)TILP_USA$
(el máximo fue 11, el criterio BIC)
tamaño muestral 75
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.204728
Estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -2.88632$
Valor p 0.1728
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.213

El tipo de interés internacional tiene un comportamiento similar al tipo de interés de la Eurozona, como era de esperar, con tendencia decreciente y continuadas caídas entre el año 2000 y 2003 donde aumenta ligeramente. La función de autocorrelación y la función de autocorrelación parcial nos muestran valores muy cercanos a uno, que se van amortiguando con un decrecimiento lento, por lo que podemos pensar que se trata

de una variable no estacionaria. En cuanto al contraste ADF, el p-valor es mayor que el nivel de significación, con lo cual no rechazamos la hipótesis nula. La variable tipo de interés internacional a largo plazo es al menos integrada de orden 1.

Figura 10. Gráfico y correlograma de la 1ª diferencia del tipo de interés internacional a largo plazo.



Contraste Dickey Fuller aumentado de la primera diferencia del tipo de interés a largo plazo de Estados Unidos.

H_0 : d_TILP_USA es al menos integrada de orden 2.

H_A : d_TILP_USA es integrada de orden 1.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_TILP_USA
 incluyendo un retardo de $(1-L)d_TILP_USA$
 (el máximo fue 11, el criterio BIC)
 tamaño muestral 73
 hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste sin constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1.00822
 Estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = -6.87178$
valor p asintótico 3.692e-011
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e : 0.036

Al tomar la primera diferencia regular de la serie, la tendencia decreciente se elimina y vemos una serie estacionaria en media. La FAC y FACP muestran el esquema típico de una variable estacionaria. Para confirmarlo con el contraste ADF, comparamos el p-valor con el nivel de significación 0,05 y vemos que es menor. Esto hace que

rechacemos la hipótesis nula y que podamos afirmar que la variable tipo de interés internacional a largo plazo es integrada de orden 1.

Cuadro 1. Resumen del análisis univariante de las series.

Variable	Nº de diferencias	p-valor del ADF	Conclusiones sobre la serie original
TILP_UEM	0	0,636	Al menos I(1)
	1	0,0009103	I(1)
PIB_UEM	0	0,5926	Al menos I(1)
	1	0,0009214	I(1)
M2_UEM	0	0,1444	Al menos I(1)
	1	0,0001	I(1)
INFL_UEM	0	0,4055	Al menos I(1)
	1	1,275e-009	I(1)
TILP_USA	0	0,1728	Al menos I(1)
	1	3,692e-011	I(1)

4.3. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Una vez que hemos comprobado que todas las series son I(1), tenemos que ver si las variables están cointegradas. El análisis de cointegración lo llevaremos a cabo mediante cuatro instrumentos aplicados a los residuos de la relación de cointegración: el gráfico de serie temporal de los residuos, su correlograma, el contraste CRDW y el contraste aumentado Dickey-Fuller. El objetivo de la cointegración es comprobar si la tendencia estocástica de la variable endógena se explica por las tendencias estocásticas de las exógenas. Para ello, todas las variables tienen que tener el mismo orden de integración, como es nuestro caso, I(1). Para los contrastes CRDW y ADF aplicados a los residuos compararemos sus valores con los valores críticos especiales dados en tablas del libro de Aznar (2014) que podemos ver en el Anexo I de este trabajo. En el contraste CRDW compararemos el estadístico Durbin-Watson que nos ofrece la tabla del modelo estimado y para el contraste ADF, el estadístico correspondiente.

Primero estimaremos el modelo sencillo del efecto Fisher y después un modelo más amplio basado en los enfoques del mercado de dinero y de fondos.

Planteamos la siguiente relación, añadiendo la tendencia ya que como hemos visto, el tipo de interés de la Eurozona tiene tendencia pero la inflación no.

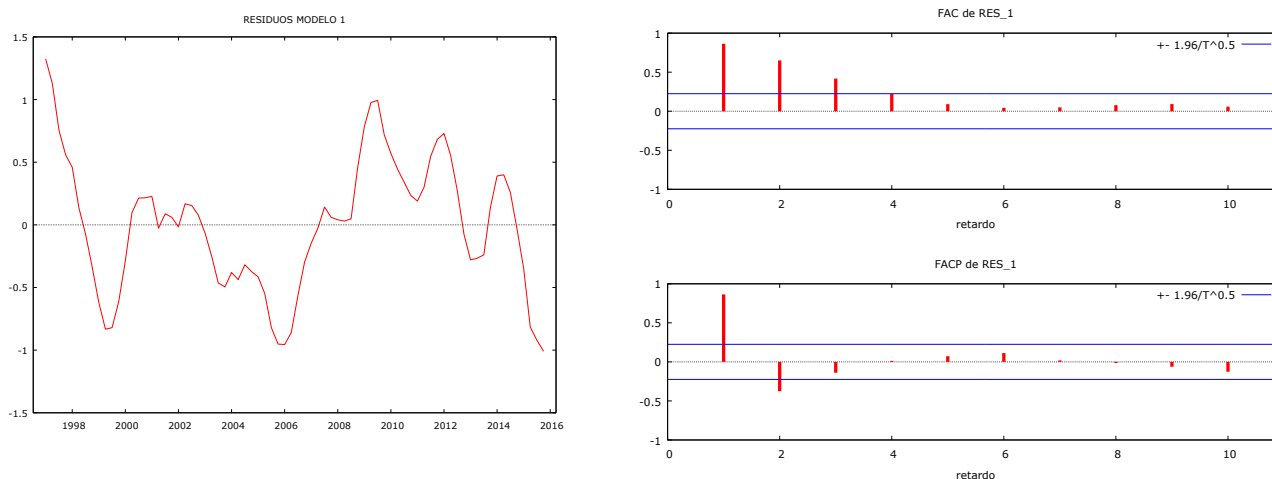
$$TILP_UEM = \beta_0 + \beta_1 INFL_UEM + \beta_2 time + u$$

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1997:1-2015:4 (T = 76)

Variable dependiente: TILP_UEM

	Coficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	5.28131	0.193117	27.3477	<0.0001	***
INFL_UEM	0.240807	0.071185	3.3828	0.0012	***
time	-0.0396844	0.00286533	-13.8498	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	4.176974	D.T. de la vble. dep.		1.082015	
Suma de cuad. residuos	20.99845	D.T. de la regresión		0.536330	
R-cuadrado	0.760856	R-cuadrado corregido		0.754304	
F(2, 73)	116.1278	Valor p (de F)		2.09e-23	
Log-verosimilitud	-58.96051	Criterio de Akaike		123.9210	
Criterio de Schwarz	130.9132	Crit. de Hannan-Quinn		126.7154	
rho	0.907612	Durbin-Watson		0.140782	

Figura 11. Gráfico y correlograma de los residuos del modelo 1.



El gráfico de los residuos no tiene tendencia y tampoco aspecto de ser residuos estacionarios ya que hay oscilaciones de bastante amplitud. En el correlograma vemos la FAC con un decrecimiento continuado con solo un valor cercano a 1 y la FACP tiene un valor cercano a 1 con un corte brusco posteriormente. Esto es indicativo de que los residuos no son estacionarios y las variables no parecen estar cointegradas.

Contraste de cointegración CRDW:

H₀: Las variables no están cointegradas

H_A: Las variables están cointegradas.

Tomando los valores de tablas, para una muestra t=100 y 3 variables tenemos que comparar el valor del contraste D-W con 0,48. Como nuestro estadístico es menor que el valor de tablas, no rechazo la hipótesis nula, por tanto las variables no están cointegradas.

Contraste ADF aplicado a los residuos:

H₀: residuos de la relación ~ I(1) Las variables no están cointegradas.

H_A: residuos de la relación ~ I(0) Las variables están cointegradas.

contraste aumentado de Dickey-Fuller para RES_1
incluyendo 9 retardos de (1-L)RES_1
(el máximo fue 11, el criterio AIC)
tamaño muestral 66
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0.110165
Estadístico de contraste: tau_c(1) = -2.51501
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.065
diferencias retardadas: F(9, 55) = 13.468 [0.0000]

Para una muestra t=100 y 3 valores tenemos el estadístico -3,62. El resultado obtenido a partir del contraste ADF es -2.51501. (-2.51501 > -3,62). Si lo vemos en valor absoluto, nuestro resultado es menor que el valor en tablas especiales y por tanto no rechazo la hipótesis nula y las variables no están cointegradas, por lo que sólo podremos estimar efectos a corto plazo utilizando las variables en diferencias.

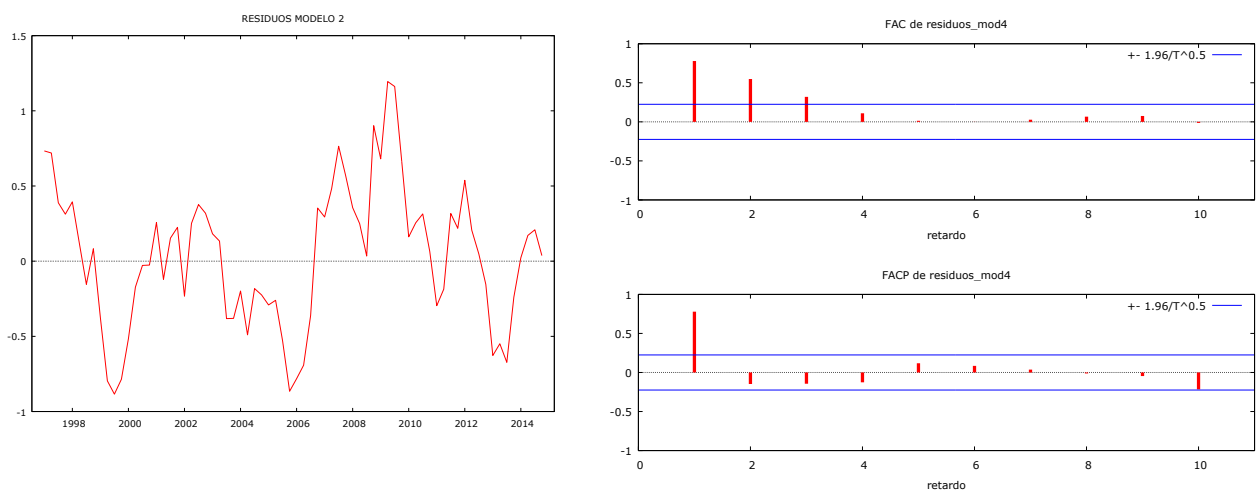
El siguiente paso será crear un modelo más amplio, donde consideramos como endógena el tipo de interés a largo plazo de la Eurozona y como explicativas el PIB, la inflación, la M2 y el tipo de interés internacional, que habiendo escogido el tipo de interés de los Estados Unidos como país de referencia.

$$TILP_UEM = \beta_0 + \beta_1 PIB_UEM + \beta_2 INFL_UEM + \beta_3 M2_UEM + \beta_4 TILP_USA + u_t$$

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1997:1-2015:4 (T = 76)
Variable dependiente: TILP_UEM

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	11.0561	1.74378	6.3403	<0.0001	***
PIBR_UEM	-3.75065e-06	7.03595e-07	-5.3307	<0.0001	***
INFL_UEM	0.482223	0.0699101	6.8978	<0.0001	***
M2_UEM	-0.000321341	0.000132508	-2.4251	0.0179	**
TILP_USA	0.204517	0.0787794	2.5961	0.0115	**
Media de la vble. dep.	4.176974		D.T. de la vble. dep.	1.082015	
Suma de cuad. residuos	17.58623		D.T. de la regresión	0.497688	
R-cuadrado	0.799717		R-cuadrado corregido	0.788433	
F(4, 71)	70.87447		Valor p (de F)	4.75e-24	
Log-verosimilitud	-52.22189		Criterio de Akaike	114.4438	
Criterio de Schwarz	126.0974		Crit. de Hannan-Quinn	119.1011	
rho	0.813000		Durbin-Watson	0.369839	

Figura 12. Gráfico 12, FAC y FACP de los residuos del modelo 2



En el gráfico de la serie vemos mucha irregularidad y oscilación y en el caso del correlograma parece el de una serie estacionaria, pero vamos a hacer los contrastes CRDW y ADF para confirmar o no las sospechas sobre los residuos.

Contraste de cointegración CRDW:

H_0 : Las variables no están cointegradas

H_A : Las variables están cointegradas.

Tomando los valores de tablas, para una muestra $t=100$ y 5 variables tenemos que comparar con el valor crítico 0,68. Como nuestro estadístico D-W (0,369839) es menor que el valor de tablas, no rechazo la hipótesis nula. Por tanto las variables no están cointegradas.

Contraste ADF aplicado a los residuos:

H_0 : residuos de la relación $\sim I(1)$ Las variables no están cointegradas.

H_A : residuos de la relación $\sim I(0)$ Las variables están cointegradas.

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para residuos_mod4
incluyendo 0 retardos de (1-L)residuos_mod4
(el máximo fue 11, el criterio BIC)
tamaño muestral 75
hipótesis nula de raíz unitaria: $a = 1$

contraste con constante
modelo: $(1-L)y = b\theta + (a-1)*y(-1) + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.186021
Estadístico de contraste: tau_c(1) = -2.6875
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.107

Comparamos el estadístico con el valor de tablas para $t=100$ y 5 variables (-4,36). El estadístico es -2,6875, por tanto es mayor que -4,36, no rechazamos la hipótesis nula del contraste y podemos afirmar que las variables no están cointegradas.

Conclusión final

Una vez que hemos visto la relación existente entre las variables y hecho el análisis de cointegración mediante el estudio de gráficos, correlogramas y contrastes, concluimos que las series objeto de estudio no están cointegradas. Las variaciones provocadas por la presencia de la tendencia estocástica del tipo de interés a largo plazo no se podrán explicar a través de las variaciones provocadas por las tendencias estocásticas del PIB, la inflación, la oferta monetaria M2 y el tipo de interés internacional. Tendremos que tomar los modelos en primeras diferencias y estimar los efectos a corto plazo.

4.4. ESPECIFICACIÓN Y CONTRASTE DE MODELOS A CORTO PLAZO

Una vez que sabemos que las variables no están cointegradas vamos a especificar dos modelos en primeras diferencias: uno basado en la ecuación de Fisher y otro en los mercados de dinero y fondos. Según los resultados aplicaremos la predicción para el mejor modelo de los que estimemos. Las tablas que vamos a ver a continuación contienen los valores estimados de los parámetros junto con los p-valores del contraste de significatividad individual entre paréntesis. En cuanto a los contrastes residuales (especificados en el Anexo II de este trabajo), se muestra el p-valor de los mismos junto

con la conclusión al 5% de significatividad. El conjunto de datos inicial abarca desde 1997:1 a 2015:4, pero para estos modelos hemos establecido un rango entre 1997:1 y 2014:4 y así dejar los cuatro trimestres correspondientes al año 2015 para realizar las predicciones. Ahora vamos a presentar los dos modelos generales planteados:

Modelo A: Basado en la ecuación de Fisher. Planteamos como endógena el tipo de interés a largo plazo y como explicativa la inflación, ambas en primeras diferencias y añadiendo hasta 4 retardos de las variables explicativas. La formulación general del modelo que vamos a estimar es:

$$\Delta TILP_UEM_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1+i} \Delta TILP_UEM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{1+i} \Delta INFL_UEM_{t-i} + u_t$$

Cuadro 2. Estimación y contraste del modelo basado en el efecto Fisher.

	M1	M2	M3	M4	M5
constante	-0.0625210 (0.0049)	-0.0113541 (0.3945)	-0.0178157 (0.0797)	-0.0191338 (0.0575)	-0.0183740 (0.0831)
$\Delta TILP_UEM_{t-1}$		0.798694 (7.05e-017)	1.35246 (1.50e-021)	1.35749 (3.55e-016)	1.36337 (1.25e-014)
$\Delta TILP_UEM_{t-2}$			-0.659534 (9.15e-010)	-0.654081 (0.0010)	-0.668211 (0.0034)
$\Delta TILP_UEM_{t-3}$				-0.0439873 (0.7149)	-0.0481863 (0.8209)
$\Delta TILP_UEM_{t-4}$					0.00517440 (0.9668)
$\Delta INFL_UEM_t$	0.0799106 (0.1157)	0.0359939 (0.2476)	0.0491587 (0.0392)	0.0485268 (0.0356)	0.0443571 (0.1054)
$\Delta INFL_UEM_{t-1}$		0.0274465 (0.3806)	0.0141452 (0.5652)	0.0129959 (0.5966)	0.0136736 (0.5863)
$\Delta INFL_UEM_{t-2}$			-0.0313615 (0.1858)	-0.0495305 (0.0397)	-0.0464042 (0.0680)
$\Delta INFL_UEM_{t-3}$				0.0639015 (0.0069)	0.0623282 (0.0163)
$\Delta INFL_UEM_{t-4}$					-0.00303508 (0.9165)
Jarque-Bera	0.731475 Acepto H ₀	0.76126 Acepto H ₀	0.597617 Acepto H₀	0.42188 Acepto H ₀	0.383889 Acepto H ₀
RESET (cuad. y cubos)	0.214 Acepto H ₀	0.905 Acepto H ₀	0.623824 Acepto H₀	0.615 Acepto H ₀	0.679 Acepto H ₀
ARCH(1)	1.26994e-005 Rechazo H ₀	0.113473 Acepto H ₀	0.77738 Acepto H₀	0.934714 Acepto H ₀	0.978558 Acepto H ₀
ARCH(2)	2.38078e-006 Rechazo H ₀	0.0206171 Rechazo H ₀	0.650511 Acepto H₀	0.729257 Acepto H ₀	0.760418 Acepto H ₀

ARCH(3)	1.19746e-006 Rechazo H_0	0.0573227 Acepto H_0	0.601289 Acepto H_0	0.496535 Acepto H_0	0.603869 Acepto H_0
ARCH(4)	1.48855e-006 Rechazo H_0	0.0118168 Rechazo H_0	0.222364 Acepto H_0	0.268701 Acepto H_0	0.229936 Acepto H_0
LM(1)	2.09405e-015 Rechazo H_0	1.14529e-009 Rechazo H_0	0.955767 Acepto H_0	0.913148 Acepto H_0	0.0257217 Rechazo H_0
LM(2)	2.44151e-019 Rechazo H_0	1.04235e-008 Rechazo H_0	0.991595 Acepto H_0	0.946759 Acepto H_0	0.0509913 Acepto H_0
LM(3)	7.44588e-019 Rechazo H_0	3.8628e-008 Rechazo H_0	0.097749 Acepto H_0	0.180101 Acepto H_0	0.00450522 Rechazo H_0
LM(4)	4.70419e-018 Rechazo H_0	6.07034e-012 Rechazo H_0	0.00158278 Rechazo H_0	0.0346624 Rechazo H_0	0.00405325 Rechazo H_0
R2 corregido	0.021510	0.662981	0.805801	0.820466	0.814129
SBIC	-34.85750	-103.9030	-135.7851	-132.9186	-122.4496

De los modelos anteriormente expuestos que representan el efecto Fisher, hemos elegido el modelo M3, ya que tiene un criterio SBIC menor que el resto, aunque el R^2 corregido es mayor en el modelo M4, la literatura econométrica considera el criterio SBIC más adecuado para seleccionar entre modelos. Además este modelo cumple todos los requisitos en términos de contrastes, para considerar los residuos un ruido blanco.

Económicamente este modelo cumple la hipótesis de Fisher, no de manera completa, pero sí parcialmente, puesto que un incremento en la variación de la inflación se ve traducido en un incremento en la variación del tipo de interés. Por otro lado, si nos fijamos en la significatividad de las variables, el valor pasado de la propia variable endógena es significativo. En cuanto a la inflación, en cambio, es significativo el valor presente y no lo es tanto su valor pasado. Los contrastes econométricos que hemos llevado a cabo nos dan como resultado un modelo cuyos residuos se distribuyen normalmente, así como una forma funcional correcta. Por otro lado, no presenta autocorrelación de orden 1 a 4 ni tampoco problemas de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 1 a 3 pero sí de orden 4.

Modelo B: Basado en los otros dos enfoques teóricos vistos (mercado de dinero y mercado de fondos prestables). La endógena es el tipo de interés a largo plazo y las explicativas son el Producto Interior Bruto, la inflación, el agregado monetario M2 y el tipo de interés internacional, que tomamos el de Estados Unidos como referencia. La ecuación del modelo amplio que vamos a estimar en primeras diferencias y con hasta 4 retardos es:

$$\Delta TILP_UEM_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1+i} \Delta TILP_UEM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{1+i} \Delta PIB_UEM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \phi_{1+i} \Delta INFL_UEM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{1+i} \Delta M2_UEM_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_{1+i} \Delta TILP_USA_{t-i} + u$$

Cuadro 3. Estimación y contraste del modelo ampliado.

	M1	M2	M3	M4	M5
constante	-0.0621344 (0.0155)	-0.00595379 (0.6497)	-0.0155937 (0.1999)	-0.0165179 (0.2017)	-0.0218063 (0.1418)
$\Delta TILP_UEM_{t-1}$		0.850818 (5.57e-022)	1.13645 (5.99e-015)	1.10232 (2.56e-011)	1.11743 (1.23e-08)
$\Delta TILP_UEM_{t-2}$			-0.400888 (0.0003)	-0.465477 (0.0106)	-0.362677 (0.1043)
$\Delta TILP_UEM_{t-3}$				0.0605776 (0.5861)	-0.0631205 (0.7553)
$\Delta TILP_UEM_{t-4}$					0.0649513 (0.5910)
ΔPIB_UEM_t	-1.56069e-07 (0.9106)	1.39239e-07 (0.8385)	-3.12776e-07 (0.5819)	-1.22026e-07 (0.8231)	4.60540e-07 (0.5841)
ΔPIB_UEM_{t-1}		1.17664e-06 (0.0780)	6.24944e-07 (0.2844)	7.20652e-07 (0.2062)	7.00797e-07 (0.2739)
ΔPIB_UEM_{t-2}			1.20218e-06 (0.0375)	1.13956e-06 (0.0501)	1.30859e-06 (0.0353)
ΔPIB_UEM_{t-3}				9.70499e-08 (0.8628)	4.25446e-07 (0.4982)
ΔPIB_UEM_{t-4}					-4.11252e-07 (0.6368)
$\Delta INFL_UEM_t$	0.0863162 (0.1366)	0.00964453 (0.7545)	0.0208686 (0.4114)	0.0182479 (0.4508)	0.0104368 (0.7424)
$\Delta INFL_UEM_{t-1}$		0.0312769 (0.2489)	0.0219835 (0.4016)	0.0136742 (0.5857)	0.00238789 (0.9335)
$\Delta INFL_UEM_{t-2}$			-0.0130724 (0.5590)	-0.0199708 (0.4213)	-0.0107245 (0.6968)
$\Delta INFL_UEM_{t-3}$				0.0732235 (0.0009)	0.0597090 (0.0272)
$\Delta INFL_UEM_{t-4}$					0.0138933 (0.6627)
$\Delta M2_UEM_t$	-1.33923e-05 (0.8013)	-0.000101774 (0.0007)	-9.89838e-05 (0.0001)	-9.17677e-05 (0.0002)	-7.91324e-05 (0.0036)
$\Delta M2_UEM_{t-1}$		-0.000108385 (0.0003)	-9.53873e-05 (0.0032)	-0.000104075 (0.0016)	-0.000101972 (0.0041)
$\Delta M2_UEM_{t-2}$			-1.64383e-05 (0.5309)	-5.81001e-05 (0.0811)	-5.14562e-05 (0.1715)
$\Delta M2_UEM_{t-3}$				-4.17864e-05 (0.0983)	-4.56913e-05 (0.1985)
$\Delta M2_UEM_{t-4}$					-2.37287e-06

					(0.9286)
$\Delta TILP_USA_t$	-0.0174876 (0.7897)	0.0834809 (0.0130)	0.0639202 (0.0361)	0.0622429 (0.0376)	0.0555145 (0.0982)
$\Delta TILP_USA_{t-1}$		0.0916142 (0.0069)	0.0604343 (0.0493)	0.0817314 (0.0138)	0.0932239 (0.0120)
$\Delta TILP_USA_{t-2}$			0.0277614 (0.3520)	0.0383134 (0.2053)	0.00498318 (0.9033)
$\Delta TILP_USA_{t-3}$				0.00890604 (0.7571)	0.0198974 (0.5409)
$\Delta TILP_USA_{t-4}$					-0.0564662 (0.1070)
Jarque-Bera	0.72673 Acepto H_0	0.72756 Acepto H_0	0.64741 Acepto H_0	0.29320 Acepto H_0	0.85699 Acepto H_0
RESET (cuadrados y cubos)	0.243 Acepto H_0	0.115 Acepto H_0	0.494 Acepto H_0	0.478 Acepto H_0	0.713 Acepto H_0
ARCH(1)	1.09396e-005 Rechazo H_0	0.683766 Acepto H_0	0.590307 Acepto H_0	0.58833 Acepto H_0	0.817355 Acepto H_0
ARCH(2)	1.75214e-006 Rechazo H_0	0.598923 Acepto H_0	0.759209 Acepto H_0	0.813359 Acepto H_0	0.399204 Acepto H_0
ARCH(3)	5.43051e-007 Rechazo H_0	0.0131118 Rechazo H_0	0.709457 Acepto H_0	0.778263 Acepto H_0	0.34151 Acepto H_0
ARCH(4)	1.04552e-006 Rechazo H_0	0.0247489 Rechazo H_0	0.844906 Acepto H_0	0.882035 Acepto H_0	0.445145 Acepto H_0
LM(1)	7.39e-016 Rechazo H_0	0.0112786 Rechazo H_0	0.631439 Acepto H_0	0.971332 Acepto H_0	0.0218731 Rechazo H_0
LM(2)	1.24e-018 Rechazo H_0	0.00849736 Rechazo H_0	0.769093 Acepto H_0	0.446983 Acepto H_0	0.0738341 Acepto H_0
LM(3)	4.77e-018 Rechazo H_0	0.0137312 Rechazo H_0	0.673885 Acepto H_0	0.169524 Acepto H_0	0.0560911 Acepto H_0
LM(4)	2.89e-017 Rechazo H_0	0.00398687 Rechazo H_0	0.424708 Acepto H_0	0.015714 Rechazo H_0	0.0361473 Rechazo H_0
R2 corregido	-0.020210	0.803434	0.871776	0.890995	0.885280
SBIC	-22.26111	-122.8237	-136.9567	-131.3882	-112.1709

Del análisis anterior hemos escogido el modelo M3 por la misma razón que en el otro caso. Su criterio SBIC es menor que en el resto de modelos a pesar de que el R^2 corregido sea mayor en otros modelos. Como en el caso anterior, el modelo M3 también cumple los requisitos en términos de contrastes para considerar los residuos un ruido blanco. En este modelo podemos ver, que tanto el PIB como la inflación no son significativos para la estimación del tipo de interés de la Eurozona. Los incrementos de estas dos variables no tienen efecto en el incremento del tipo de interés. En cambio, la variable monetaria M2, el tipo de interés internacional y el pasado de la propia variable

endógena sí son significativos. Además, los signos del resultado de la estimación son los esperados. Un incremento de M2 afectará de manera negativa a los tipos de interés de la Eurozona y un incremento en el tipo de interés de Estados Unidos afecta de manera positiva, por tanto coincide con la teoría económica que hemos visto anteriormente. Económicamente se trata de un modelo con una distribución normal de los residuos, con una forma funcional correcta, no existe autocorrelación de orden 1 a 4 ni tampoco presenta problemas de heterocedasticidad condicional autorregresiva de ningún orden de los estudiados.

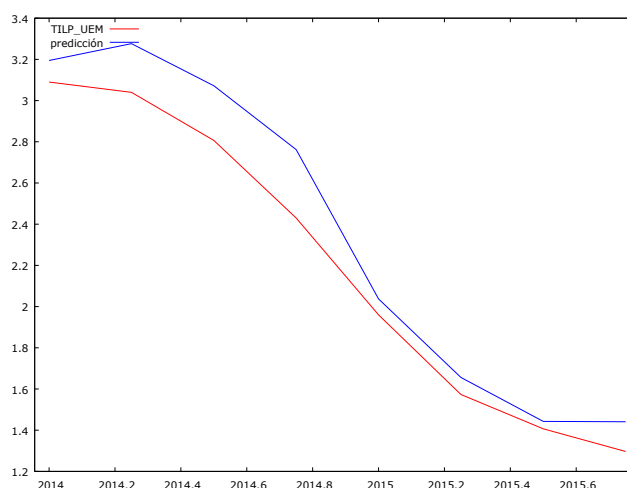
Sobre los dos modelos seleccionados en el enfoque de Fisher y en el del mercado de dinero y fondos vamos a realizar las predicciones sobre el tipo de interés y elegiremos el que menor porcentaje de error cometa.

5. PREDICCIÓN

Los modelos se han estimado estableciendo un rango desde 1997:1 hasta 2014:4, usaremos los cuatro trimestres de 2015 para predecir y así valorar la capacidad predictiva extratrimestral de ambos modelos. Para ver cuál de los dos es mejor, seleccionaremos el de menor error absoluto porcentual medio.

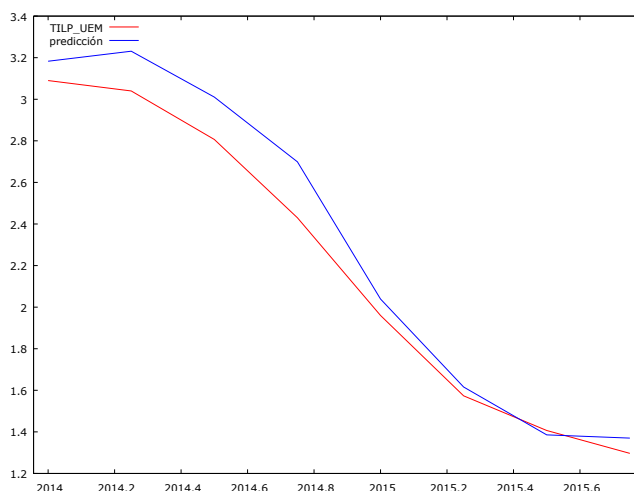
En la tabla a continuación vemos los resultados obtenidos con el primer modelo, el que se refiere al efecto Fisher, donde hemos obtenido un error porcentual absoluto medio de 5.72%:

Periodo	TILP_UEM	Predicción
2015:1	1.960000	2.037201
2015:2	1.573333	1.656091
2015:3	1.406667	1.442793
2015:4	1.296667	1.440968



Respecto a las predicciones realizadas con el modelo M3 referente al modelo ampliado, el error porcentual absoluto medio en este caso es de 3.47%.

Periodo	TILP_UEM	Predicción
2015:1	1.960000	2.038980
2015:2	1.573333	1.615845
2015:3	1.406667	1.385641
2015:4	1.296667	1.370036



Tras las predicciones realizadas podemos ver que ambos modelos se ajustan con bastante precisión al comportamiento del tipo de interés de la Eurozona. A pesar de ello es el modelo amplio el que tiene un menor porcentaje de error absoluto medio, por lo que sería el finalmente elegido.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estudiado los determinantes de los tipos de interés de manera teórica, mediante la ecuación de Fisher y los enfoques del mercado de dinero y el mercado de fondos. Hemos visto que si cualquier incremento en la tasa de inflación se reflejase uno a uno en el tipo de interés nominal, existiría un efecto Fisher total, aunque frecuentemente en la literatura del siglo XX se ha encontrado un efecto parcial, como en los trabajos de Esteve y Tamarit (1994) o Nieves y Pozo (1996), entre otros. Por otro lado, el mercado de dinero aporta como determinantes de los tipos de interés la renta, la oferta monetaria nominal y el nivel de precios, y el mercado de fondos suma a estos determinantes las expectativas de demanda de los agentes, el déficit público y el tipo de interés internacional. También hemos citado estudios sobre estos dos mercados, como el de Cabrero, Escrivá y Sastre (1992) que estudian a fondo los agregados monetarios o Ballabriga y Sebastián (1993), quienes explican la relación de los déficits públicos con los tipos de interés.

Tras obtener datos de las variables para el periodo de la muestra (1997-2015), la parte práctica ha consistido en primer lugar, en conocer el orden de integración de cada variable estudiada. Hemos analizado los gráficos y correlogramas de cada una de las variables de estudio, así como realizado el contraste aumentado de Dickey-Fuller. La

conclusión de este apartado es que todas las variables han resultado ser integradas de orden 1 y, por ello, cabía la posibilidad de que estuvieran cointegradas.

El análisis de cointegración se lleva a cabo mediante cuatro instrumentos: el gráfico de los residuos y su correlograma, el contraste CRDW y el contraste ADF. La conclusión a la que nos ha llevado el análisis es que no existe cointegración entre las variables escogidas y como solución, hemos estimado los modelos en primeras diferencias para obtener los efectos a corto plazo entre las variables.

Hemos creado dos modelos generales, uno que representa la ecuación de Fisher, con el tipo de interés como variable endógena y la inflación como variable explicativa, y otro más amplio que representa el mercado de dinero y el mercado de fondos, en el cual hemos incluido como variables explicativas el PIB, la inflación, el agregado monetario M2 y el tipo de interés internacional. Según la teoría que hemos visto, el PIB, la inflación y el tipo de interés internacional afectarían positivamente a la endógena y el agregado monetario M2 afectaría negativamente.

Para ambos modelos hemos optado por ir añadiendo hasta cuatro retardos, tanto de la variable endógena como de las explicativas, hasta obtener cinco modelos para cada vía de estudio. Una vez estimados los modelos hemos aplicado los contrastes econométricos oportunos. Después, hemos comparado cada uno de los modelos de cada caso y elegido el que mejor resultado nos ha dado según el criterio SBIC. Además, ambos cumplen todos los requisitos en términos de contrastes para considerar los residuos un ruido blanco. Los modelos que hemos escogido para cada caso son aquellos que tienen dos retardos para cada variable. El modelo de la ecuación de Fisher da como resultado un efecto positivo de la inflación sobre el tipo de interés, tal como indica la teoría, por lo que podemos afirmar que en nuestro caso se da un efecto Fisher parcial. Para el modelo ampliado hemos concluido que ni incrementos en el PIB ni en la inflación son significativos de cara a incrementos del tipo de interés, pero en cambio la variable monetaria, el tipo de interés internacional y el pasado de la propia variable endógena sí que son significativos y además afectan al tipo de interés de la manera esperada en cuanto a los signos, es decir, incrementos en la oferta monetaria (M2) afectan negativamente al tipo de interés e incrementos en el tipo de interés internacional tienen un efecto positivo.

Después de ver el significado económico de los modelos, hemos calculado predicciones con ambos. El resultado ha sido bastante satisfactorio, ya que podemos afirmar que ambos modelos tienen buena capacidad predictiva y se ajustan con bastante precisión al comportamiento del tipo de interés de la Eurozona. A pesar de ello, el modelo con un menor porcentaje de error absoluto medio es el que representa al mercado de dinero y mercado de fondos y sería el que finalmente seleccionaríamos.

7. BIBLIOGRAFÍA

AZNAR, A. (2012): “*Curso de Econometría*”, Copy Center Digital.

AZNAR, A. y NIEVAS, J. (1994): “Una reconsideración del Efecto Fisher a partir de Fama: una aplicación al caso español”. *Cuadernos de economía*, 22, 271-288.

AZNAR, A. y POZO, E. (1998): “Demanda de dinero y tipos de interés: un estudio teórico”. *Revista Española de Economía*, 15, nº1, 123-145.

BADILLO, R., REVERTE, C. y RUBIO, E. (2010): “Contrastación empírica del Efecto Fisher en la Unión Europea mediante técnicas de cointegración con datos de panel”. *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 44, 101-120.

BALLABRIGA, F.C. y SEBASTIÁN, M. (1993): “Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿Existe evidencia de causalidad?”. *Revista Española de Economía*, 10, nº2, 283-306.

BAJO, O. y ESTEVE, V. (1998): “¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española 1962-1996”. *Revista Española de Economía*, 15, nº2, 149-166.

CABRERO, A., ESCRIVÁ, J.L. y SASTRE, T. (1992): “Ecuaciones para los nuevos agregados monetarios”. *Banco de España – Servicio de Estudios. Estudios económicos*, 52.

ESTEVE, V. y TAMARIT, C.R. (1994): “Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España”. *Revista de Economía Aplicada*, 2, nº5, 27-50.

FAMA, E.F. (1975): “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation”. *American Economic Review*, 65, 269-282.

FISHER, I. (1930): *The Theory of Interest*. McMillan, New York.

MAULEÓN, I. (1987): “Determinantes y perspectivas de los tipos de interés”. *Papeles de Economía Española*, 32, 79-92.

MISHKIN, F.S. (1992): “Is the Fisher Effect for Real? A Re-Examination of the Relationship between Inflation and Interest Rates”. *Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.

NIEVAS, J. y POZO, E. (1996): “Determinantes del tipo de interés a largo plazo: Un estudio VAR”. *Estudios de Economía Aplicada*, 6, 149-170.

NOCITO, J.M., COTO, P. y SARABIA, J.M. (1995): “Determinantes del tipo de interés real a corto plazo en España”. *Revista de Economía Aplicada*, 3, nº7, 97-121.

ROSE, A.K. (1988): “Is the Real Interest Stable?”. *Journal of Finance*, 43, 1095-1112.

ANEXO I.

Cuadro A1. 1. Puntos críticos para los contrastes de cointegración.

Número de Variables	Tamaño Muestral	CRDW	DF	DFA
2	50	0,72	-3,67	-3,29
	100	0,38	-3,37	-3,17
	200	0,20	-3,37	-3,25
3	50	0,89	-4,11	-3,75
	100	0,48	-3,93	-3,62
	200	0,25	-3,78	-3,78
4	50	1,05	-4,35	-3,98
	100	0,58	-4,22	-4,02
	200	0,30	-4,18	-4,13
5	50	1,19	-4,76	-4,15
	100	0,68	-4,58	-4,36
	200	0,35	-4,48	-4,43

ANEXO II.

Explicación de los contrastes y criterios que se han aplicado:

Vamos a explicar brevemente los contrastes que se han incluido en el trabajo, todos ellos a un nivel de significación del 5%.

- *Contraste de la significatividad individual de las variables:*

$$H_0: \beta_t = 0$$

$$H_A: \beta_t \neq 0$$

Estadístico: $t(\beta_i) = \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \sim t(T - k)$

Comparamos el p-valor con el nivel de significación al 5%. Este contraste nos sirve para saber si las variables son significativas en el modelo, o si su presencia no es significativa en el modelo.

- *Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación:*

H₀: No existe autocorrelación de orden p.

H_A: Existe autocorrelación de orden p.

Este contraste crea la siguiente regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \alpha_{k+1} \hat{u}_{t-1} + \dots + \alpha_{k+p} \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

Estadístico: $LM(p) = T \cdot R^2 \sim \chi^2(p)$

Vamos a considerar este contraste tomando de 1 a 4 retardos. La autocorrelación surge cuando los términos de error del modelo no son independientes entre sí, es decir, están vinculados.

- *Contraste de heterocedasticidad ARCH:*

H₀: No existe heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden p.

H_A: Existe ARCH (p)

Este contraste se utiliza para series temporales y también crea una regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{u}_{t-p}^2 + \varepsilon_t$$

Estadístico: $LM(p) = T \cdot R^2 \sim \chi^2(p)$

Si un modelo presenta heterocedasticidad de este tipo quiere decir que la varianza de la perturbación aleatoria no se mantiene constante para las observaciones consideradas.

- *Contraste de Jarque-Bera:*

H₀: Los residuos se distribuyen normalmente.

H_A: Los residuos no se distribuyen normalmente.

Estadístico: $JB = T \left(\frac{g_1^2}{6} + \frac{g_2^2}{24} \right) \sim \chi^2(2)$

Siendo g₁ y g₂ el coeficiente de asimetría y curtosis respectivamente.

Es una prueba con la cual comprobamos si los residuos tienen la asimetría y la curtosis de una distribución normal.

- *Contraste RESET de Ramsey:*

H_0 : Especificación correcta

H_A : Especificación incorrecta

$$\text{Estadístico: } F = \frac{(SR_0 + SR_A) \cdot (T - k^*)}{SR_A \cdot (p - 1)} \sim F[(T - k^*), (p - 1)]$$

Este contraste detecta errores de especificación, que son todos aquellos que se cometen en la construcción del modelo econométrico. Toma una regresión auxiliar, donde tiene en cuenta los valores estimados de la regresión original, el cuadrado y el cubo de estos. El estadístico relaciona la suma residual original con la de la regresión auxiliar y sus respectivos grados de libertad.

Medidas para valorar los modelos de forma global:

- *Coefficiente de determinación corregido (R^2 corregido):*

Utilizado como criterio a la hora de comparar el poder explicativo de diferentes modelos. Es útil puesto que tiene en cuenta el número de variables explicativas en relación con el número de observaciones. La fórmula es la siguiente:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{(T - 1)}{(T - k)} (1 - R^2)$$

El R^2 corregido disminuirá si hay alguna variable que carezca de significatividad en el modelo, por tanto se eligen los modelos con un R^2 corregido lo más alto posible.

- *Criterio de Schwarz (SBIC):*

Es un criterio de selección de modelos. Se basa en el logaritmo de la función de verosimilitud del modelo que se haya estimado. El valor que deseamos obtener es el menor posible.

$$SBIC = \ln \sigma_i^2 + \frac{k_i \ln T}{T}$$

Es muy útil puesto que tiene en cuenta que los modelos no tengan un número excesivo de parámetros (principio de parsimonia).