



Universidad
Zaragoza

Trabajo Fin de Grado

Estudio del Efecto Fisher

Autor

Miguel Ángel Almazán Gómez

Director

Dr. Antonio Aznar Grasa

Facultad de Economía y Empresa
2014

TÍTULO: Estudio del Efecto Fisher
AUTOR: Miguel Ángel Almazán Gómez
DIRECTOR: Dr. Antonio Aznar Grasa
TITULACIÓN: Grado en Economía
Facultad de Economía y Empresa – Universidad de Zaragoza.

RESUMEN

El presente trabajo está centrado en el estudio del Efecto Fisher, el cual nos permitirá estudiar también la relación existente entre el tipo de interés nominal y la inflación. El Efecto Fisher supone que la relación entre estas variables es de uno a uno, por lo que contrastaremos esta hipótesis. Para ello, aplicaremos tres líneas de contraste a una serie de datos anuales de la economía estadounidense para el periodo 1969 – 2013. Las líneas que se van a seguir son las siguientes: En primer lugar, la asociada con el trabajo de Fama (1975) que está basada en el uso de Modelo Lineal Simple y el supuesto de constancia del tipo de interés real. La segunda línea está asociada a la idea de un efecto a largo plazo, y hace uso de modelos dinámicos en un marco estacionario. La tercera línea también gira en torno a un efecto en el largo plazo, pero adoptando un marco no estacionario en el que el contraste de cointegración es un aspecto importante de todo el proceso. Finalmente, derivaremos algunas conclusiones sobre la utilidad de los tres enfoques para contrastar el Efecto Fisher.

ABSTRACT

This work focuses on the study of Fisher Effect, which will also allow us to study the relationship between the nominal interest rate and the inflation. The Fisher Effect assumes that the relationship between these variables is one to one, so we will contrast this hypothesis. In order to do this, we will apply three contrast to annual data from the USA economy for the period 1969 - 2013. The three procedures are as follows: The first one, related to the work of Fama (1975), is based on the use of a Simple Linear Model and the assumption that the real rate of interest is constant. The second one considers the estimation of a long run effect, using dynamic models in a stationary framework. The third approach also considers the estimation of a Fisher Effect in the long run, but adopting a non-stationary framework, in which testing cointegration is an important aspect of the process. Finally, we will try to derive some conclusions about the utility of these three techniques to test the Fisher Effect.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. PREMISAS Y MARCO TEÓRICO.....	4
2.1 LA ECUACIÓN DE FISHER	4
2.2 EL EFECTO FISHER.....	4
2.3 MARCO TEÓRICO	5
3. LOS DATOS.....	6
3.1 PRESENTACIÓN DE LOS DATOS	6
3.2 PRIMER ANÁLISIS DE LOS DATOS	7
3.2.1 <i>Estudio del comportamiento de la inflación</i>	7
3.2.2 <i>Estudio del comportamiento del tipo de interés nominal a corto plazo</i>	8
3.2.3 <i>Estudio del comportamiento del tipo de interés nominal a largo plazo</i>	9
4. PRIMERA LÍNEA DE CONTRASTE: EL TIPO DE INTERÉS CONSTANTE	11
4.1 PRIMERA VÍA - ESTUDIO DEL COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE INTERÉS REAL	12
4.1.1 <i>Estudio del comportamiento del tipo de interés real a corto plazo</i>	12
4.1.2 <i>Estudio del comportamiento del tipo de interés real a largo plazo</i>	13
4.1.3 <i>Contraste ADF de los tipos de interés reales</i>	14
4.2 SEGUNDA VÍA – MLS Y CONTRASTE DE HIPÓTESIS.....	15
4.3 TERCERA VÍA – ANÁLISIS DE LA VARIANZA CON LAS VARIABLES TIPIFICADAS	17
4.4 CONCLUSIONES A LA PRIMERA LÍNEA DE CONTRASTE.....	18
5. SEGUNDA LÍNEA DE CONTRASTE: EL LARGO PLAZO EN UN MARCO ESTACIONARIO	19
6. TERCERA LÍNEA DE CONTRASTE: EL LARGO PLAZO EN UN MARCO NO ESTACIONARIO.....	23
6.1 ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES	23
6.2 CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN.....	23
6.2.1 <i>Contraste de cointegración CRDW</i>	23
6.2.2 <i>Contraste de cointegración DF</i>	24
6.2.3 <i>Contraste de cointegración de Johansen</i>	24
6.3 ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN A LARGO PLAZO	27
7. CONCLUSIONES	29
8. BIBLIOGRAFÍA.....	32

“... La inflación es la ladrona invisible
de quienes han ahorrado”

Margaret Thatcher

1. INTRODUCCIÓN

El grado en que el tipo de interés nominal incorpora la expectativa de inflación, es importante de cara a la teoría y política económica. Según Bajo (1998), el cumplimiento del Efecto Fisher permitiría la superneutralidad del dinero, e indicaría que el tipo de interés nominal sería un buen predictor de la inflación.

Dada la importancia de las variables a las que hace referencia el Efecto Fisher, y a lo recurrente y controvertido que éste ha sido en la literatura económica, hemos decidido realizar el presente estudio.

Como ya se puede intuir, el objetivo de este trabajo es el análisis de la relación existente entre el tipo de interés nominal y la inflación a través del estudio del Efecto Fisher, el cual, en su sentido más estricto, supone que esta relación es de uno a uno.

Para comenzar el estudio, tras la introducción, plantearemos unas premisas en las que comentaremos que es el Efecto Fisher y cuando diremos que este se cumple. Seguidamente, en el marco teórico, propondremos un modelo de partida para el análisis y veremos qué implicaciones tendría el cumplimiento del Efecto.

Los datos con los que vamos a trabajar son los pertenecientes a la economía estadounidense desde 1969 hasta 2013. Se barajó la posibilidad de trabajar con datos de economías europeas como, por ejemplo, la española o alemana. Pero, en el caso de España, la entrada en el euro supone un cambio estructural, al igual que para Alemania la caída del Muro, lo que supondría tener un número de observaciones más reducido.

NEUTRALIDAD Y SUPERNEUTRALIDAD DEL DINERO

- Se dice que el dinero es neutral si un aumento en las existencias monetarias lleva a un aumento proporcional y permanente en los precios y no afecta a la actividad económica real (como la producción, la inversión y el empleo).
- Se dice que el dinero es superneutral si los cambios en el porcentaje de crecimiento de la oferta de dinero no producen ningún efecto en la producción.

Elegimos la economía estadounidense influenciados por la literatura, ya que la gran mayoría de los trabajos que versan sobre el Efecto Fisher utilizan series norteamericanas. Como veremos más adelante, las series estadounidenses también muestran un gran cambio a principio de los años ochenta. Este cambio se da cuando Paul Volcker, quien presidía la FED, asumió como objetivo controlar la alta inflación. Sin embargo, no creemos que dicho cambio, haya afectado significativamente a la relación entre el tipo de interés nominal y la inflación.

Desde nuestro punto de vista, parece mucho más razonable pensar que los agentes plantean expectativas de inflación anuales. Por este motivo, y también para eliminar la estacionalidad, hemos optado por anualizar las series.

Con el objeto de conocer mejor las variables realizaremos un estudio previo de las mismas. En este estudio analizaremos los gráficos y correlogramas, así como también, realizaremos el contraste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para conocer el orden de integración de las variables.

Más adelante, una vez que ya conozcamos el carácter univariante de las variables seguiremos tres líneas de contraste. La primera línea, consistirá en comprobar si el tipo de interés real tanto a largo como a corto plazo, se comporta como un ruido blanco en torno a una constante. Si así fuera, como probaremos más adelante, quedaría demostrado el Efecto Fisher. Este contraste lo realizaremos por tres vías diferentes:

- La primera vía que seguiremos es el estudio del tipo de interés real: Siguiendo el mismo proceso utilizado para los tipos de interés nominales, observaremos los gráficos, correlogramas y prestaremos atención al contraste DFA.
- La segunda vía se basa en el contraste de hipótesis considerando un Modelo Lineal Simple (MLS) que asume el tipo de interés real como constante.
- La tercera vía focaliza la atención sobre la varianza. En este caso, sin puntos críticos definidos, proponemos tipificar los tipos de interés nominales y la inflación para calcular la varianza del tipo de interés real.

Según Fisher (1930), el Efecto debe cumplirse en el largo plazo, ya que los agentes deben tener tiempo de reaccionar y aprender. Por este motivo, en las dos líneas de contraste siguientes, plantearemos modelos de largo plazo que permiten dar cuenta de este proceso de aprendizaje.

Sin abandonar en el marco estacionario, en la segunda línea de contraste, seguiremos los pasos de Moazzami (1990). Mediante la inclusión de retardos del tipo de interés nominal y de la inflación al MLS antes mencionado, obtendremos un modelo de largo plazo que permite ajustes en el corto plazo. No obstante, la relación entre el tipo de interés nominal y la inflación quedará representada por una función no lineal de parámetros del modelo. Este hecho complica la obtención de la distribución de probabilidad, y por ende, el contraste de este parámetro. Sin Embargo, gracias a una aproximación propuesta por Wickens y Breusch (1988), se evitan las no linealidades, facilitando la estimación y el contraste del parámetro que indica la relación existente entre el tipo de interés nominal y la inflación.

En la tercera línea de contraste, a diferencia de las anteriores, abandonamos el marco estacionario. Según Granger y Newbold (1974), si el tipo de interés nominal y la inflación poseen raíz unitaria, los contrastes de hipótesis que no contemplen esto, serían resultado de regresiones espúreas. Por este motivo, en esta tercera línea comenzaremos explicando y realizando los contrastes de cointegración CRDW, DF, y Johansen, para luego, con los resultados de estos contrastes de cointegración, plantear modelos VAR-MCE y en ellos contrastar el Efecto Fisher.

El trabajo terminará con unas conclusiones en las que haremos referencia a los principales resultados obtenidos y plantearemos nuevas líneas de contraste para trabajos futuros.

2. PREMISAS Y MARCO TEÓRICO

2.1 LA ECUACIÓN DE FISHER

El punto de partida de este trabajo es la definición del tipo de interés real:

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

Donde R es el tipo de interés nominal, r es el tipo de interés real, y π la tasa de inflación esperada. De esta ecuación, sustituyendo llegamos fácilmente a la siguiente ecuación:

$$1 + r + \pi + r\pi = (1 + R) \quad (2)$$

$$R = r + \pi + r\pi \quad (3)$$

Dando lugar a la ecuación que hoy utilizamos para calcular el tipo de interés real, la cual, es una aproximación propuesta por Irving Fisher a principios del siglo XX. Esta ecuación, es la siguiente:

$$R \approx r + \pi \quad (4)$$

2.2 EL EFECTO FISHER

En base a la ecuación (4), cabe pensar que la expectativa del tipo de interés nominal responde uno a uno a la expectativa de inflación. Esta afirmación, denominada Efecto Fisher, tiene una única implicación directa para los tipos de interés reales, y es que son independientes de la expectativa de inflación.

El Efecto Fisher se propuso con una premisa: el dinero es un simple instrumento para intercambiar por bienes o servicios y no tiene valor en sí mismo. De tal manera que cuando hablamos del precio del dinero, hablamos del precio de cambiar consumo futuro por consumo presente.

Si el Efecto Fisher se cumple, podríamos decir que prestamistas y prestatarios están indiferentes ante una variación anticipada y/o esperada de la inflación, dado que el tipo de interés real, al que podemos denominar también precio del dinero, no sufriría alteraciones por este motivo.

Sin embargo, en la literatura se suelen encontrar evidencias del Efecto, pero tan solo en parte. Normalmente se habla de la “ilusión monetaria” para dar cuenta de este hecho.

2.3 MARCO TEÓRICO

Proponemos el siguiente modelo de partida, un modelo que, como podemos ver por las ecuaciones (6) y (7), nos sitúa en un contexto de expectativas racionales:

$$R_t = r_t^e + \pi_t^e + u_t \quad (5) \qquad r_t = r_t^e + v_t \quad (7)$$

$$r_t^e = g(z_{t-1}) + (\beta - 1)\pi_t^e \quad (6) \qquad \pi_t = \pi_t^e + w_t \quad (8)$$

Donde r_t^e y π_t^e son respectivamente la esperanza matemática del tipo de interés real y de la inflación con la información hasta el comienzo del periodo t , $g(z_{t-1})$ es una función que depende de variables observadas hasta el final del periodo $t-1$, y tanto u_t , como v_t y w_t son ruidos blancos.

Queremos destacar la inclusión de la ecuación (6), una ecuación en la que dejamos la puerta abierta a la inclusión de más variables explicativas para el tipo de interés real. Sin embargo, como ya hemos mencionado antes, la única variable que tendremos en cuenta en este estudio es la expectativa sobre la inflación.

Parémonos unos instantes a pensar que conclusiones derivaríamos si el coeficiente $(\beta - 1)$ tomara valor 0, o lo que es lo mismo, si β fuera igual a 1. Pues bien, en este caso, el tipo de interés real esperado no dependería de la inflación esperada y por la ecuación (8), tampoco de la inflación expost. Teniendo esto en cuenta, en la ecuación (5) vemos que entonces el tipo de interés nominal dependería uno a uno de la inflación esperada, por lo que podríamos concluir que queda demostrado el cumplimiento del efecto Fisher.

Si β tomara valores superiores a la unidad, deberíamos afirmar que por algún motivo, la inflación esperada eleva el tipo de interés real. En un contexto de incertidumbre y varianza creciente, posiblemente los agentes ante el miedo de que la inflación expost les lleve a pérdidas o minore sus ganancias en términos reales, fijen tipos de interés reales crecientes con la inflación.

Si por el contrario β tomara valores por debajo de la unidad, podríamos decir que el tipo de interés real se ve afectado negativamente por la expectativa de inflación. Este hecho se encuentra en los contrastes empíricos con mucha frecuencia, véase por ejemplo Moazzami (1990) (1991) y (1995). Incluso el propio Irving Fisher en (1930) obtuvo resultados en este sentido. La explicación que Fisher dio a este hecho y del que se hace eco la literatura, es la denominada “Ilusión Monetaria”.

3. LOS DATOS

En este punto realizaremos una presentación y un análisis de los datos.

3.1 PRESENTACIÓN DE LOS DATOS

En el siguiente enlace se ha publicado una hoja de Excel con las series descargadas y tratadas:

<https://dl.dropboxusercontent.com/u/64905954/DatosEEUU.xlsx>

Los datos pertenecen a la economía estadounidense, y han sido obtenidos a partir de la página web del Ministerio de Economía y Competitividad. Las series estaban disponibles en datos mensuales y han sido anualizadas para hacer desaparecer los componentes estacionales.

El procedimiento para anualizar las series ha sido el siguiente: Los tipos de interés nominal a corto y largo plazo han sido anualizados tomando el promedio anual. Mientras que el índice de precios al consumo (IPC) se ha anualizado manteniendo el nivel de diciembre como valor anual.

Descripción de las series originales:

- **Tipo de interés a corto plazo (RC_t):** Media mensual del tipo de interés de los certificados de depósitos.
- **Tipo de interés a largo plazo (RL_t):** Media mensual del interés resultante de las obligaciones del gobierno de los Estados Unidos a 10 años
- **Índice de precios al consumo (P_t):** Variable en números índices que representa el precio de una cesta representativa.

La serie “inflación” (π_t) se ha calculado a partir del (IPC), y las series “tipo de interés real a corto plazo” (rC_t) y “tipo de interés real a largo plazo” (rL_t) han sido calculadas restando al nominal la inflación de cada periodo.

$$\pi_t = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) * 100$$

$$rC_t = RC_t - \pi_t$$

$$rL_t = RL_t - \pi_t$$

3.2 PRIMER ANÁLISIS DE LOS DATOS

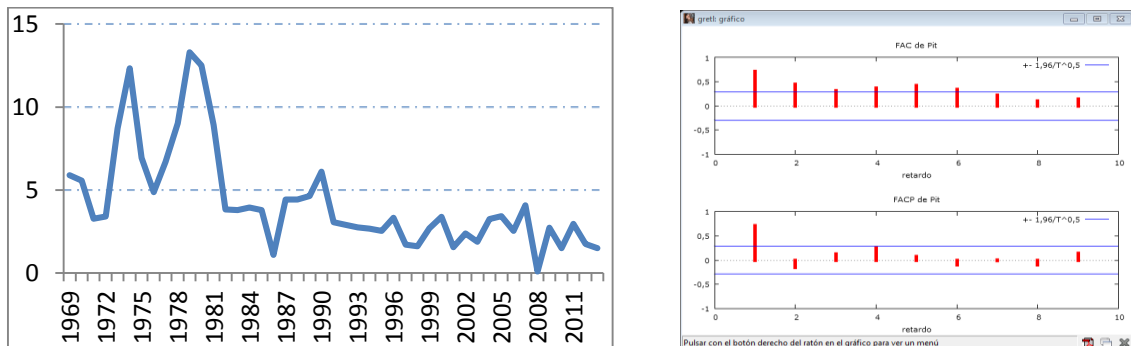
Para comenzar vamos a realizar un primer análisis de los datos. Este análisis consistirá en observar el gráfico de la variable en niveles y de su primera diferencia, así como el correlograma (representación gráfica de los valores de la Función de Auto-Correlación (FAC)) y los valores de la Función de Auto-Correlación Parcial (FACP).

También adjuntaremos una tabla resumen con los resultados del contraste de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado, en adelante DFA.

3.2.1 Estudio del comportamiento de la inflación

En este punto, apoyados por las Figuras 1 y 2 analizaremos el comportamiento de la inflación:

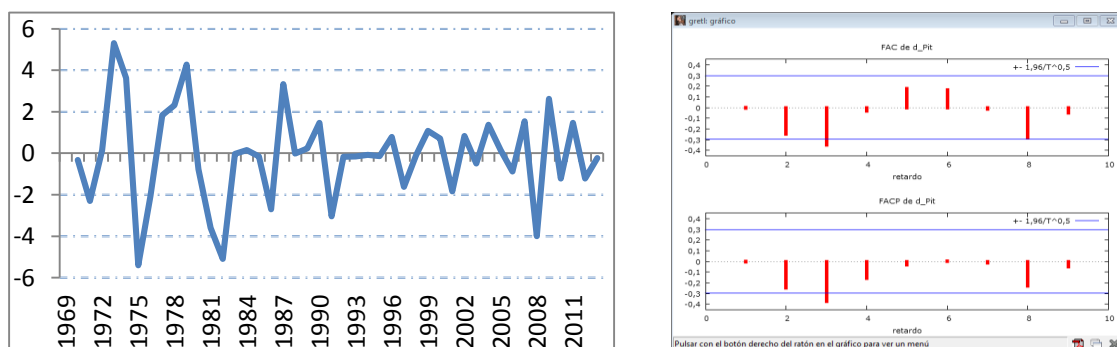
Figura 1. Gráfico, FAC y FACP de la inflación



En el gráfico podemos distinguir dos sub-periodos: el primero, hasta principios de los ochenta, caracterizado por tener ondas más amplias y valores muy altos. En el segundo sub-periodo, que comprende los datos desde principio de los ochenta hasta nuestros días, podemos observar como la inflación se estabiliza en niveles más bajos, con oscilaciones más pequeñas.

Respecto al correlograma, debemos destacar que, al menos, seis valores de la función de autocorrelación son significativamente distintos de cero, y que la amortiguación de los valores no parece producirse de manera lenta ni gradual.

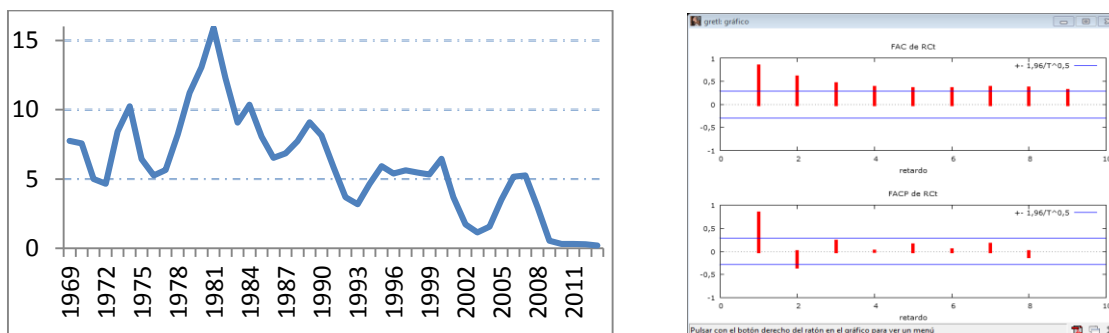
Figura 2. Gráfico, FAC y FACP de la 1ª diferencia de la inflación



El gráfico de la primera diferencia de la inflación nos muestra el esquema típico de un ruido blanco. También vemos que las oscilaciones en los primeros años son más abruptas. Por otro lado, los valores que toma la FAC parecen indicar que se trata de un ruido blanco.

3.2.2 Estudio del comportamiento del tipo de interés nominal a corto plazo

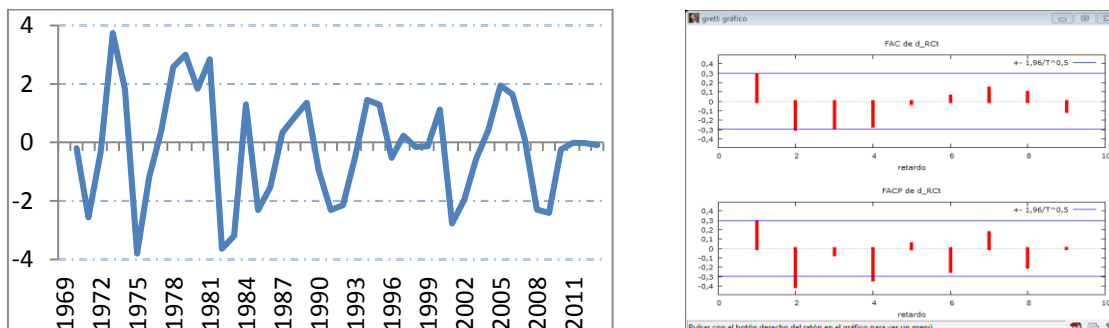
Figura 3. Gráfico, FAC y FACP del tipo de interés nominal a corto plazo



El gráfico del tipo de interés nominal a corto plazo, que puede verse en la Figura 3, también nos muestra la existencia de dos sub-periodos. Podríamos decir que los tipos de interés siguen la senda de la inflación con algo de retraso y con cierta persistencia. Esta persistencia la vemos reflejada en el correlograma, el cual muestra casi todos los valores significativamente distintos de cero.

Se puede concluir que la serie no tiene una senda determinista en todo el periodo muestral. Por otro lado, el correlograma y la FACP insinúan que la serie sigue un proceso no estacionario; no obstante, este mensaje no es del todo claro, ya que la amortiguación de los valores de la FAC parece muy rápida.

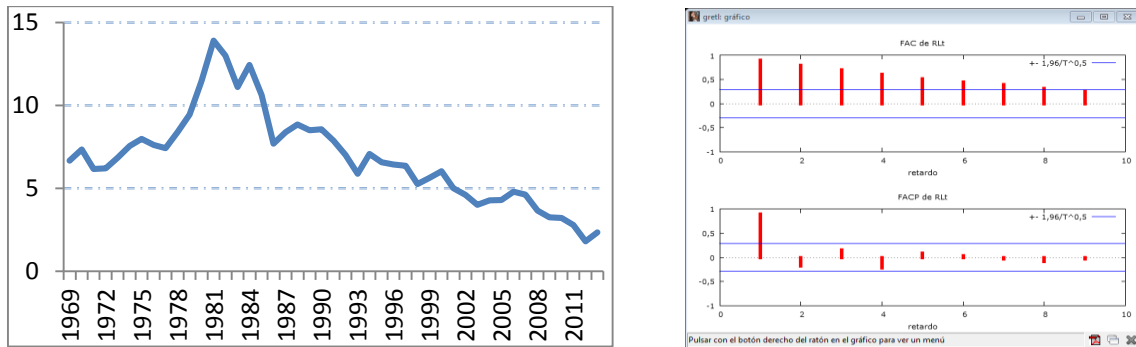
Figura 4. Gráfico, FAC y FACP de la 1ª diferencia del tipo de interés nominal a corto



El gráfico de la primera diferencia del tipo de interés nominal a corto plazo nos muestra el esquema típico de un ruido blanco, aunque si bien es cierto, las oscilaciones son mayores en el primer periodo. Los valores de su FAC y FACP no muestran valores significativamente distintos de cero.

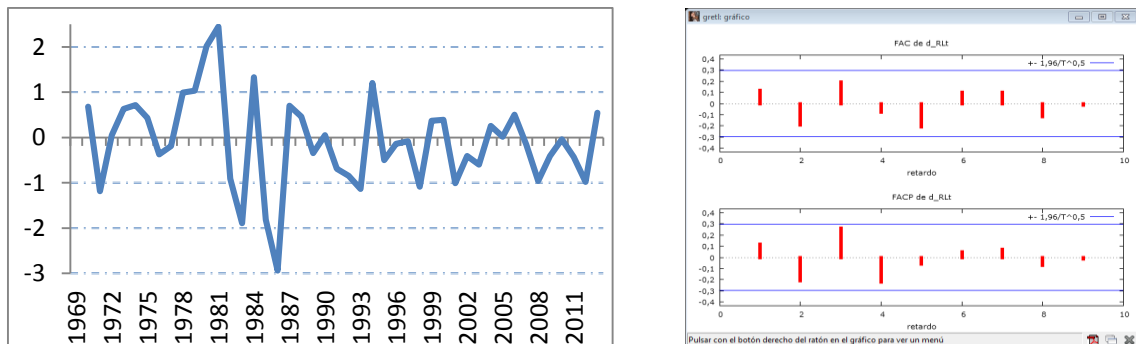
3.2.3 Estudio del comportamiento del tipo de interés nominal a largo plazo

Figura 5. Gráfico, FAC y FACP del tipo de interés nominal a largo plazo



El tipo de interés nominal a largo plazo, al igual que el de corto plazo muestra también dos sub-periodos. En el primer sub-periodo observamos una pauta creciente en torno a un mayor nivel, para luego, en el segundo sub-periodo, encontrar una senda decreciente. El largo plazo parece suavizar los shocks, cosa que vemos también en los valores de la FAC y FACP, que muestran una alta permanencia. En este caso, parece que las señales de no estacionariedad son más claras, dada la lenta amortiguación de los valores de la FAC y de la menor varianza.

Figura 6. Gráfico, FAC y FACP de la 1ª diferencia del tipo de interés nominal a largo



El gráfico de la primera diferencia del tipo de interés nominal a largo plazo de nuevo vuelve a mostrar dos sub-periodos, aunque en este caso parece que el primer periodo llegase hasta finales de los ochenta, momento en el que las oscilaciones comienzan a asemejarse más a un ruido blanco. Parece que podríamos afirmar a la vista de los datos, que el tipo de interés a largo plazo evoluciona en el mismo sentido que el tipo de interés a corto plazo, pero con algo de retraso y con menor varianza.

Cuadro 1

Tabla resumen del contraste DFA de la inflación y los tipos de interés nominales

Variable	Modelo	Nº Ret	t-ratio	p-valor	Comentario
π_t	M2	8	-1,0749	0,728	I(1) por el dato siguiente
$\Delta\pi_t$	M1	7	-3,2878	0,001	I(0)
RC_t	M2	4	-0,3816	0,91	I(1) por el dato siguiente
ΔRC_t	M1	3	-4,9295	1,05E-06	I(0)
RL_t	M2	3	-1,0583	0,7343	I(1) por el dato siguiente
ΔRL_t	M1	2	-2,8765	0,0039	I(0)

El contraste DFA al igual que el contraste Dickey-Fuller, tiene como hipótesis nula que la variable es integrada de primer orden. No obstante, en el DFA se incluyen retardos de la variable diferenciada con el objeto de eliminar la autocorrelación.

Los modelos que se han utilizado para el contraste son los siguientes:

$$M1 \text{ (sin constante): } Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + e_t$$

$$M2 \text{ (con constante): } Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + e_t$$

*No se considera el M3 (con constante y con tendencia) por que los gráficos así lo indican

En ambos modelos la hipótesis nula es la misma ($H_0: \beta_1 = 1$). Esta hipótesis se contrasta mediante un pseudo t-ratio.

Analizando el Cuadro 1, podríamos concluir que las tres series son integradas de primer orden, ya que los p-valores del DFA apuntan en esta dirección. Sin embargo, los correlogramas en este aspecto son menos concluyentes. Por este motivo, en las secciones siguientes modelizaremos tanto en el marco estacionario como en el marco no estacionario siguiendo tres líneas de contraste:

- El tipo de interés real constante
- El largo plazo en un marco estacionario
- El largo plazo en un marco no estacionario

4. PRIMERA LINEA DE CONTRASTE: EL TIPO DE INTERÉS CONSTANTE

En este apartado nos vamos a centrar en el estudio del tipo de interés real, en el análisis de las propiedades de una regresión propuesta por Fama (1975) que asume el tipo de interés real como constante, y en un análisis de la varianza.

Como ya vimos en el apartado anterior, reordenando los términos de la ecuación (4), tenemos que el tipo de interés real se define como la resta entre el tipo de interés nominal y la inflación:

$$r_t = R_t - \pi_t \quad (9)$$

Debemos recordar que el Efecto Fisher se cumple cuando existe una relación uno a uno entre la inflación y el tipo de interés nominal. Esto puede ocurrir siendo el tipo de interés real constante o no. Sin embargo, el hecho de demostrar que el tipo de interés real sea constante, como se demuestra abajo, es condición suficiente para demostrar el Efecto Fisher.

$$\Delta r_t = 0 \rightarrow \Delta R_t = \Delta \pi_t$$

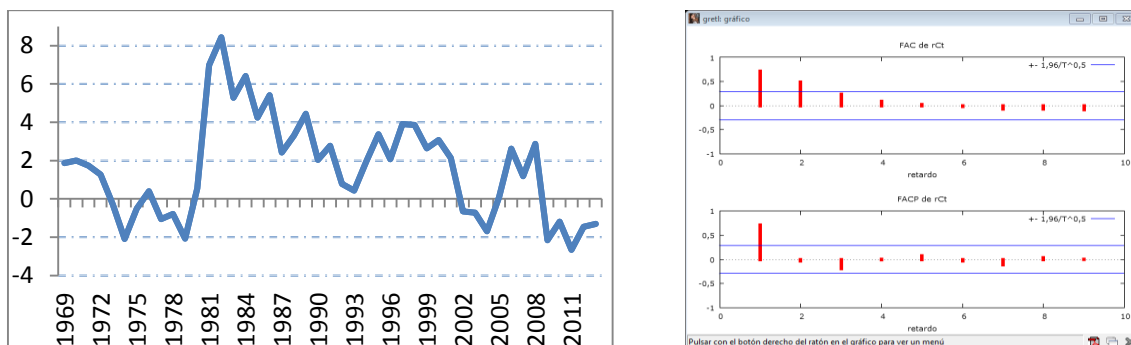
Podemos por lo tanto decir que si pudiéramos observar un comportamiento semejante a un ruido blanco en torno a una constante, podríamos afirmar que la expectativa sobre el tipo real es constante, y en consecuencia, dado el modelo, que se cumple el Efecto Fisher. Sin embargo, si observásemos un comportamiento distinto, no podríamos argumentar en contra del Efecto Fisher, puesto que podría darse sin cumplir esta condición.

Seguidamente, vamos a estudiar el Efecto Fisher contrastando si el tipo de interés real es “constante” siguiendo tres vías: en la primera de ellas, siguiendo el planteamiento del apartado anterior, observaremos los gráficos, valores de las FAC y FACP y del contraste DFA. La segunda vía pasa por contrastar una hipótesis relativa al coeficiente de la tasa de inflación utilizando el modelo lineal simple (MLS). Y, por último, la tercera vía nos llevará a tipificar las variables para poder evaluar la varianza del tipo de interés real a corto y a largo plazo a través de las varianzas y covarianzas de los tipos de interés nominales con la inflación.

4.1 PRIMERA VÍA - ESTUDIO DEL COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE INTERÉS REAL

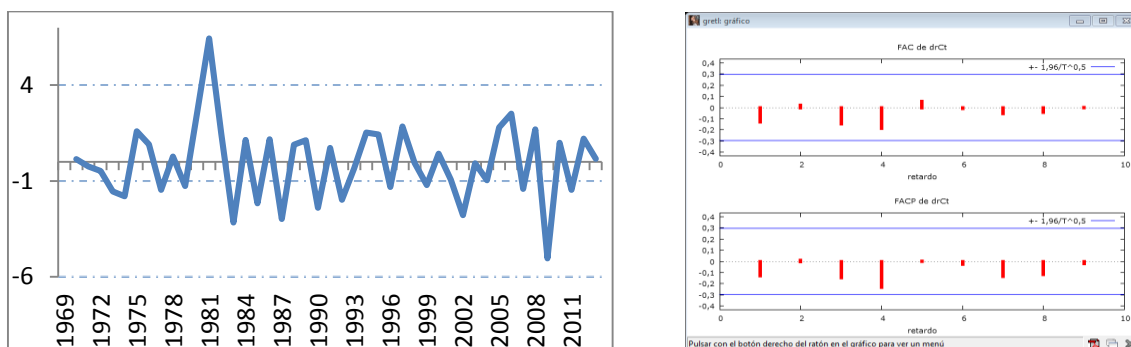
4.1.1 Estudio del comportamiento del tipo de interés real a corto plazo

Figura 7. Gráfico, FAC y FACP del tipo de interés real a corto plazo



El gráfico del tipo de interés real a corto plazo muestra, desde principios de los ochenta, una senda decreciente que incluso lo sitúa en valores negativos durante los últimos cinco años. Tenemos aquí dos evidencias de que la variable no se comporta como un ruido blanco: la primera el gráfico, del que ya hemos hablado, y la segunda el correlograma, que nos muestra dos valores significativamente distintos de cero.

Figura 8. Gráfico, FAC y FACP de la 1ª diferencia del tipo de interés real a corto

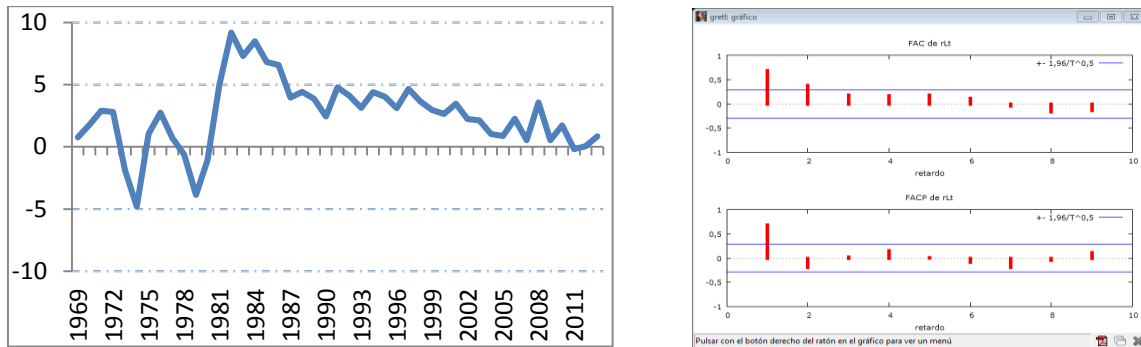


El gráfico de la primera diferencia del tipo de interés real a corto plazo nos evidencia de nuevo un cambio de comportamiento a principios de los ochenta, década a partir de la cual, esta serie sí parece comportarse como un ruido blanco.

Vistas las Figuras 7 y 8, podemos afirmar que el tipo de interés real a corto plazo dista bastante de tener un comportamiento similar a un ruido blanco.

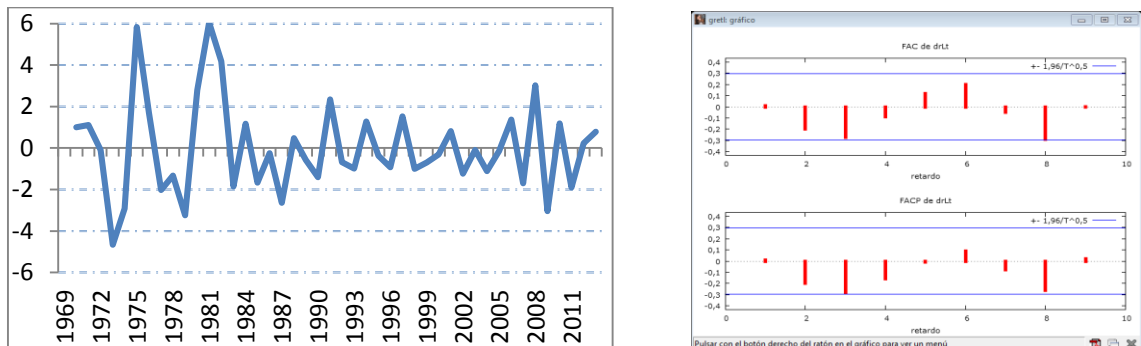
4.1.2 Estudio del comportamiento del tipo de interés real a largo plazo

Figura 9. Gráfico, FAC y FACP del tipo de interés real a largo plazo



En la Figura 9 observamos que el tipo de interés real a largo plazo tiene un gráfico muy similar al de los tipos de interés reales a corto plazo. Sin embargo, en este caso los datos, avalando la lógica, nos muestran menor variabilidad. También podemos ver en el largo plazo, los tipos de interés reales incurren menos veces en valores negativos, Esto puede ser debido a que la expectativa de inflación sea más acertada.

Figura 10. Gráfico, FAC y FACP de la 1ª diferencia del tipo de interés real a largo



En la Figura 10, el gráfico de la primera diferencia de los tipos de interés a largo plazo, de nuevo evidencia dos sub-periodos. Si bien es cierto que, ambos sub-periodos estudiados por separado, no parecen alejarse del esquema típico de un ruido blanco.

4.1.3 Contraste ADF de los tipos de interés reales

Tenemos por tanto dos variables, el tipo de interés real a corto plazo y el tipo de interés real a largo plazo, que no dan muestra de parecer un ruido blanco. Sin embargo, sus primeras diferencias si se muestran como tal. Por lo tanto, parece que debemos preguntarnos si es posible que las variables sean integradas de primer orden, ya que si así fuera, sería un argumento más para asumir que el tipo de interés real no es constante.

*Cuadro 2**Tabla resumen del contraste DFA de los tipos de interés reales*

Variable	Modelo	Nº Ret	t-ratio	p-valor	Comentario
rCt	M2	0	-0,2705	0,1255	I(1) por el dato siguiente
ΔrCt	M1	0	-7,3488	2,41E-12	I(0)
rLt	M2	0	-2,7528	0,07349	I(1) por el dato siguiente
ΔrLt	M1	7	-3,4158	0,00062	I(0)

En el Cuadro 2 podemos ver que según el contraste DFA, cuya hipótesis nula es la existencia de una raíz unitaria, no podemos rechazar dicha hipótesis ni en el tipo de interés real a corto plazo ni en el de largo plazo. Por este motivo, según este contraste, podemos asumir que dichas variables son integradas de primer orden. Aunque, de nuevo los correlogramas no parecen apoyar esta idea.

Visto los correlogramas y el resultado del DFA, debemos rechazar que el tipo de interés real tanto a corto como a largo plazo sean ruidos blancos en torno a una constante, por lo que rechazaremos también la hipótesis de Fama que nos dice que la expectativa del tipo de interés real es constante.

4.2 SEGUNDA VÍA – MLS Y CONTRASTE DE HIPÓTESIS

Para esta segunda vía, vamos a remontarnos al marco teórico, si sustituimos la ecuación (6) en la ecuación (5), tendremos:

$$R_t = g(z_{t-1}) + (\beta - 1)\pi_t^e + \pi_t^e + u_t + \beta w_t \quad (10)$$

Suponer que el tipo de interés real es constante, implica que lo sea también $g(z_{t-1})$. Por este motivo lo sustituiremos por α . Por otro lado, gracias a la ecuación (8) que supone expectativas racionales en la inflación, sustituiremos la inflación esperada por la inflación, quedando la ecuación como sigue:

$$R_t = \alpha + \beta\pi_t + \epsilon_t \quad (11)$$

Esta ecuación la vamos a estimar mediante MCO para observar sus propiedades, y ver si de esta manera podemos obtener algún resultado respecto a la relación existente entre el tipo de interés nominal y la inflación. Siguiendo la pauta marcada hasta ahora, lo haremos primero para el tipo de interés nominal a corto plazo y seguidamente para el tipo de interés nominal a largo plazo.

4.2.1 MLS - Corto plazo

Dado nuestro objetivo, primero contrastaremos si el coeficiente que acompaña a la inflación es significativo y positivo. Ya que esto evidenciaría que existe una relación positiva entre el tipo de interés nominal y la inflación, o lo que es lo mismo, que el Efecto Fisher se cumple aunque sólo sea parcialmente. Para ello, contrastaremos a través del t-ratio la hipótesis nula $\beta = 0$, para más adelante, con la información que nos deja la misma salida de gretl, contrastar el Efecto Fisher ($\beta = 1$).

Cuadro 3.

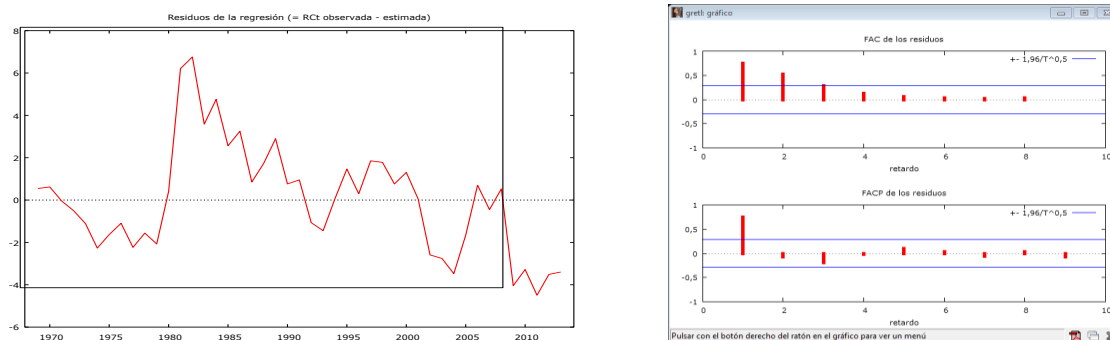
Resultados del MCO a corto plazo

	Coefficiente	Desv Típica	t-ratio	P-valor
α	2,36	0,676	3,494	0,0011
β	0,82	0,1287	6,393	9,8E-08
R²	Log-verosimilitud	SBIC	AIC	DW
0,487	-105,71	219,04	215,43	0,457

A la vista de los datos podríamos afirmar que la inflación es significativa, es más, no podríamos rechazar la hipótesis $\beta = 1$, ya que si realizamos el contraste mediante el estadístico $\frac{\hat{\beta} - \beta_{H0}}{\hat{\sigma}_{\beta}} \sim t_{44}$, observaríamos que el valor resultante del estadístico es -1,40, con un p-valor asociado de 0,169.

Sin embargo, el t-ratio no es válido si el modelo tuviera problemas de autocorrelación. Y, aunque, ya el bajo valor que toma el DW nos da un indicio de lo que nos vamos a encontrar, vamos a analizar los residuos del modelo con el objeto de ver si podemos dar por válidas las conclusiones a las que nos llevaría el t-ratio.

Figura 11. Gráfico, FAC y FACP de los residuos del MCO a corto plazo



El gráfico de los residuos dista bastante de parecerse al gráfico de un ruido blanco. Por otro lado, el correlograma, como ya anticipaba el DW, muestra problemas de autocorrelación en los residuos. Es por esto que el t-ratio que antes nos permitía afirmar que se cumplía el Efecto Fisher, ha quedado invalidado.

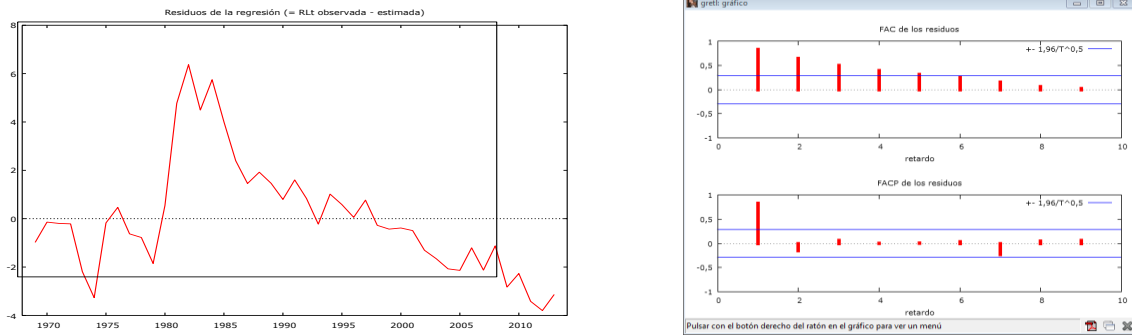
4.2.2 MLS - Largo plazo

Cuadro 4.

<i>Resultados del MCO a largo plazo</i>				
	Coefficiente	Desv Típica	t-ratio	p-valor
α	4,745	0,6207	7,644	1,52E-09
β	0,4927	0,1182	4,168	0,0001
R²	Log-verosimilitud	SBIC	AIC	DW
0,2877	-101,89	211,4	207,79	0,293

Viendo el Cuadro 4, podemos ver que de nuevo la inflación aparece como significativa, aunque en este caso, el contraste $\beta = 1$, nos lleva a un valor del estadístico de -4,29, lo que implica un p-valor muy próximo a cero. No obstante, al igual que en el caso del corto plazo, estos valores sólo serían válidos si el error fuera un ruido blanco, por lo que no podemos afirmar nada antes de analizar los residuos del modelo.

Figura 12. Gráfico, FAC y FACP de los residuos del MCO a largo plazo



Al igual que en el modelo de corto plazo, podemos ver en la figura 12 que los residuos de este modelo no parecen ser un ruido blanco. Por este motivo, de nuevo queda invalidado el t-ratio, por lo que, por esta vía, no podemos sacar ninguna conclusión.

4.3 TERCERA VÍA – ANÁLISIS DE LA VARIANZA CON LAS VARIABLES TIPIFICADAS

Esta tercera vía se centra en el estudio de la varianza del tipo de interés real. Sin embargo, decir que una varianza es grande o pequeña siempre requiere un punto de referencia. Por ello, con el objetivo de que su varianza sea unitaria, vamos a tipificar los tipos de interés nominales y la inflación.

Teniendo presente la ecuación (9), en la que definimos el tipo de interés real como la resta entre el nominal y la inflación, podemos definir la varianza del tipo de interés real como sigue:

$$VAR(r_t) = VAR(R_t) + VAR(\pi_t) - 2 COV(R_t, \pi_t)$$

Y dado que para este apartado hemos tipificado los tipos de interés nominales y la inflación, podemos escribir lo siguiente:

$$VAR(r_t) = 2 - 2 COV(R_t, \pi_t)$$

TIPIFICACIÓN DE UNA VARIABLE

La tipificación es un proceso que consiste en restar a una variable su media y dividir este resultado por su desviación típica. La variable resultante tendrá media cero y varianza unitaria.

$$Z_t = \frac{X_t - \bar{X}}{\hat{\sigma}_x}$$

Dada esta definición de la varianza del tipo de interés real, podemos decir que varianzas de esta variable por encima de la unidad serían una prueba en contra del Efecto Fisher. Ya que este hecho implicaría que la varianza del tipo de interés real es mayor a la varianza del tipo de interés nominal.

Por otro lado, valores próximos a cero, implicarían una relación muy estrecha entre la inflación y el tipo de interés nominal, por lo que serían una evidencia del cumplimiento del Efecto. Además, también nos estaría mostrando una variable con poca varianza, en otras palabras, muy próxima a una constante y con oscilaciones pequeñas.

Cuadro 5.

<i>Varianzas tipificadas</i>		
	COV(Rt,πt)	VAR(rt)
rCt	0,698	0,604
rLt	0,5364	0,9272

Como podemos ver en la tabla resumen, la covarianza entre el tipo de interés nominal a corto plazo y la inflación es relativamente alta. Lo que ya nos deja entrever que existe una relación entre el tipo de interés nominal y la inflación. Por otro lado, la varianza del tipo de interés real a corto plazo se puede considerar baja, lo que como hemos comentado anteriormente puede ser síntoma de que por lo menos en parte, el efecto Fisher se cumple, ya que el tipo de interés real oscilaría con menor varianza que el nominal alrededor de una constante.

Por el contrario, en el largo plazo observamos una relación menos estrecha entre el tipo de interés nominal y la inflación, dejando la varianza del tipo de interés real muy próxima a la del tipo de interés nominal y la de la inflación, es por esto, que no podemos derivar conclusiones por esta vía.

4.4 CONCLUSIONES A LA PRIMERA LÍNEA DE CONTRASTE

A lo largo de esta primera línea de contraste no hemos podido demostrar la condición suficiente, pero no necesaria, para el cumplimiento del Efecto Fisher: que el tipo de interés real se comporte como un ruido blanco en torno a una constante. Es más, a la vista de los resultados, rechazamos fuertemente esta hipótesis.

5. SEGUNDA LINEA DE CONTRASTE: EL LARGO PLAZO EN UN MARCO ESTACIONARIO

Ciertamente, cuando Fisher planteó su hipótesis, planteó también que el cumplimiento de la misma se debe dar en el largo plazo, dado que hay que permitir a los agentes tener un proceso de aprendizaje. Ver Barky (1987)

En vista de esto, la ecuación analizada en el apartado anterior (Ecuación (11)), asumiría que β es el coeficiente de largo plazo. Sin embargo, esta ecuación no permite el ajuste de los shocks de corto plazo. Para permitir dicho ajuste, Siguiendo a Moazzami (1990), en la ecuación anterior vamos a introducir retardos del tipo de interés nominal, obteniendo así la ecuación (12). Asumiendo

de nuevo expectativas racionales, pero dejando en este caso que el modelo las ajuste también en base al pasado, sustituiremos la expectativa de inflación en el periodo “t” por la inflación en el periodo “t” más algunos retardos de la misma, teniendo como resultado la ecuación (13).

$$R_t = \alpha + \beta\pi_t^e + \epsilon_t \quad (11)$$

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \theta_i R_{t-i} + \beta\pi_t^e + \epsilon_t \quad (12)$$

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \theta_i R_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_i \pi_{t-i} + \epsilon_t \quad (13)$$

Bajo el supuesto de no autocorrelación, El efecto a largo plazo definido a partir de la ecuación (13) adopta la forma siguiente:

$$\Gamma = \left(\sum_{i=0}^n \lambda_i \right) / \left(1 - \sum_{i=1}^m \theta_i \right) \quad (14)$$

Sin embargo, esto representa un problema: dado que el multiplicador de largo plazo es una función no lineal de los parámetros del modelo (13), resulta complicado derivar su distribución de probabilidad. Y, por ende, se complica también analizar su significatividad o realizar cualquier contraste. No obstante, es posible realizar la aproximación propuesta por Wickens y Breusch (1988). Basta con sustraer en cada lado de la ecuación $(\sum_{i=1}^m \theta_i)R_t$ y reorganizar los términos obteniendo:

$$R_t = \alpha - \theta \sum_{i=1}^{m-1} \left(\sum_{j=i+1}^m \theta_j \right) \Delta R_{t-i} + \theta \left(\sum_{i=0}^n \lambda_i \right) \pi_t - \theta \sum_{i=0}^{n-1} \left(\sum_{j=i+1}^n \lambda_j \right) \Delta \pi_{t-i} + \theta \epsilon_t \quad (15)$$

Donde: $\theta = 1/(1 - \sum_{i=1}^m \theta_i)$

Siendo entonces el coeficiente que acompaña a la inflación contemporánea el coeficiente de largo plazo definido en la ecuación (14).

Estudio del Efecto Fisher

La ecuación (15) la reescribiremos como ecuación (16) para que el nombre de los coeficientes nos resulte más familiar e ir en sintonía con los apartados anteriores.

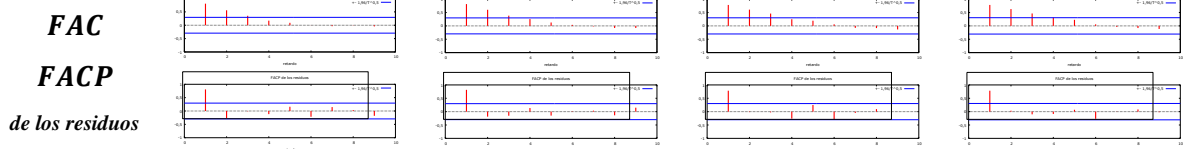
$$R_t = \alpha + \beta\pi_t + \sum_{i=0}^{m-1} \gamma_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^{n-1} \lambda_i \Delta \pi_{t-i} + u_t \quad (16)$$

Las estimaciones mediante MCO para la ecuación (16) para los tipos de interés a corto plazo aparecen en el Cuadro 6, mientras que para los tipos de interés a largo plazo aparecerán en el Cuadro 7.

Cuadro 6.

Tipo de interés nominal a Corto Plazo en un modelo dinámico

	<i>m=n=1</i>	<i>m=n=2</i>	<i>m=n=3</i>	<i>m=n=4</i>
α	1,9341 (0,71)	1,9332 (0,757)	1,8729 (0,765)	1,8637 (0,759)
π_t	0,9158 (0,139)	0,9217 (0,151)	0,9469 (0,152)	0,9547 (0,151)
ΔRC_t	0,2683 (0,254)	0,4482 (0,258)	0,4732 (0,251)	0,5064 (0,235)
ΔRC_{t-1}		0,338 (0,247)	0,5468 (0,251)	0,5951 (0,241)
ΔRC_{t-2}			0,2502 (0,257)	0,4018 (0,251)
ΔRC_{t-3}				0,257 (0,24)
$\Delta \pi_t$	-0,6377 (0,195)	-0,7191 (0,2)	-0,7748 (0,216)	-0,8724 (0,218)
$\Delta \pi_{t-1}$		-0,509 (0,195)	-0,6242 (0,193)	-0,6805 (0,209)
$\Delta \pi_{t-2}$			-0,5212 (0,184)	-0,6249 (0,182)
$\Delta \pi_{t-3}$				-0,4961 (0,176)
R^2	0,5948	0,657	0,7225	0,7789
<i>SBIC</i>	212,223	208,77	203,81	198,47
<i>AIC</i>	205,086	198,2	189,9	181,34
<i>LM1</i>	33,35	35,1	32,43	31,38
<i>LM2</i>	33,76	35,54	32,44	31,45
<i>LM3</i>	33,77	36,18	32,78	31,46
<i>LM4</i>	33,99	36,55	33,18	31,04



Dado que el modelo que manejamos en este apartado es dinámico, para contrastar la autocorrelación debemos abandonar el contraste DW. Utilizaremos para contrastar la autocorrelación el contraste de los Multiplicadores de Lagrange (LM).

Este estadístico de contraste, propuesto por Breusch y Godfrey (1981), tiene como hipótesis nula la ausencia de autocorrelación y depende de la hipótesis alternativa. Nosotros, como hipótesis alternativa consideraremos que los residuos siguen un proceso AR(p) para p=1,2,3,4.

La fórmula del estadístico es la siguiente:

$$LM_p = \hat{u}' \hat{U}_{-p} [\hat{U}'_{-p} M \hat{U}_{-p}]^{-1} \hat{U}_{-p} \hat{u}$$

Donde \hat{u} es el vector de residuos MCO, \hat{U}_{-p} es una matriz de $T \times p$ en la que la primera columna es el vector \hat{u} retardado un periodo, la segunda columna retardado dos periodo y así sucesivamente. M es la matriz de proyección $M = I_t - X(X'X)^{-1}X'$ siendo X la matriz de observaciones.

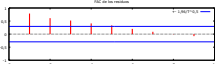
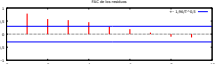
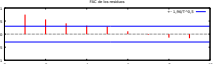
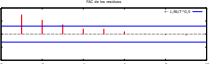
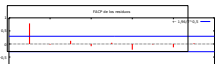
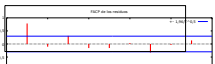
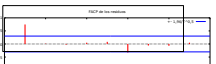
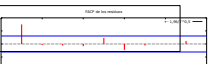
Este estadístico se distribuye según una χ^2 con p grados de libertad. Por lo tanto, a un nivel de significación del 5%, debemos establecer como región crítica $LM_p > \chi_p^2(0,05)$. En otras palabras, rechazaremos la hipótesis nula en cualquiera de los siguientes casos:

$$LM_1 > 3,84 \quad LM_2 > 5,99 \quad LM_4 > 7,81 \quad LM_2 > 9,49$$

A primera vista, el Cuadro 6 nos permitiría afirmar que se cumple el Efecto Fisher, ya que el coeficiente que acompaña a la inflación no dista más de dos desviaciones típicas del valor unitario. Sin embargo, no podemos afirmar que la desviación típica sea la marcada entre paréntesis, ya que atendiendo al resultado de los contrastes LM, apoyados a su vez por el correlograma de los residuos, podemos ver que los cuatro modelos formulados tienen problemas de autocorrelación.

Cuadro 7.

Tipo de interés nominal a Largo Plazo en un modelo dinámico

	$m=n=1$	$m=n=2$	$m=n=3$	$m=n=4$
α	3,927 (0,716)	3,234 (0,815)	2,147 (0,89)	1,72 (0,88)
π_t	0,6734 (0,142)	0,8249 (0,163)	1,057 (0,179)	1,1454 (0,176)
ΔRL_t	-0,1811 (0,413)	-0,0168 (0,402)	-0,1391 (0,393)	0,1077 (0,393)
ΔRL_{t-1}		-0,224 (0,408)	-0,162 (0,385)	-0,1814 (0,372)
ΔRL_{t-2}			-0,754 (0,404)	-0,5558 (0,378)
ΔRL_{t-3}				-0,3735 (0,4)
$\Delta \pi_t$	-0,508 (0,161)	-0,6398 (0,18)	-0,9652 (0,202)	-1,2003 (0,213)
$\Delta \pi_{t-1}$		-0,4269 (0,156)	-0,6389 (0,162)	-0,8695 (0,193)
$\Delta \pi_{t-2}$			-0,3755 (0,143)	-0,5434 (0,16)
$\Delta \pi_{t-3}$				-0,3855 (0,137)
R^2	0,436	0,538	0,6557	0,7353
SBIC	205,06	200,59	192,38	185,9
AIC	197,93	190,02	178,47	168,76
LM1	33,03	33,81	29,78	30,28
LM2	33,06	34,08	30,44	30,32
LM3	33,06	34,74	30,46	30,45
LM4	33,08	34,76	31,49	30,93
FAC				
FACP				
<i>de los residuos</i>				

Cómo podemos ver en el Cuadro 7, los problemas de autocorrelación también aparecen cuando realizamos la estimación de la ecuación (16) utilizando el tipo de interés nominal a largo plazo. Es más, en este caso, podemos ver que, aun pasando por alto los problemas de autocorrelación, los β asociados a cada modelo son muy diferentes. Esto, ya nos pone sobre la pista de que esta especificación no es correcta; debemos pasar entonces a estudiar el Efecto en un marco no estacionario.

Podemos concluir esta segunda línea de contraste diciendo que el modelo dinámico estacionario que hemos planteado, no proporciona un marco adecuado para contrastar el Efecto Fisher. Si bien es cierto que, aun no pudiendo afirmar nada acerca del Efecto Fisher a raíz de los datos y contrastes efectuados, los correlogramas de los residuos de los modelos planteados unido a los contrastes de raíz unitaria de los primeros apartados parecen apuntar en una única dirección: la no estacionariedad.

6. TERCERA LINEA DE CONTRASTE: EL LARGO PLAZO EN UN MARCO NO ESTACIONARIO

Unas páginas atrás, en el análisis de los datos no pudimos concluir si estos se debían analizar en el marco estacionario o en el marco no estacionario. Los correlogramas ofrecían dudas sobre la no estacionariedad de las variables. Sin embargo, el contraste DFA nos indicaba que las variables eran integradas de primer orden. Por este motivo, planteamos esta tercera línea de contraste: en ella realizaremos contrastes de cointegración para, en base a los resultados, especificar el modelo más adecuado para contrastar el Efecto Fisher.

6.1 ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES

En el marco no estacionario, debemos primero conocer el orden de integración de las variables del modelo. Echando la mirada atrás, en el Cuadro 1, tenemos los resultados del contraste DFA para los tipos de interés nominales y la inflación. Según este contraste, debemos aceptar que todas las variables son integradas de primer orden. Por otro lado, los correlogramas y los gráficos de las variables y de sus primeras diferencias (Figuras de la 1 a la 6), aunque con alguna reserva, también nos permiten asumir dicho nivel de integración.

6.2 CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN

Para contrastar la cointegración vamos a utilizar dos métodos uniecuacionales y el método de Johansen. En los dos primeros (CRDW y DF) partiremos del vector de residuos MCO de la relación de cointegración (Ecuación (11)). El tercer contraste partirá de un modelo VAR-MCE.

6.2.1 *Contraste de cointegración CRDW*

Este contraste tiene como hipótesis nula que las variables no están cointegradas. El estadístico de este contraste es el mismo que el contraste de autocorrelación DW; sin embargo, debemos comparar el valor que toma el estadístico con unas tablas diferentes. La región crítica de este estadístico para 45 observaciones se sitúa en valores mayores a 0,72.

Volviendo a los Cuadros 1 y 2, podemos ver que el valor del estadístico está muy por debajo en ambos casos, por lo que, según este contraste las variables no están cointegradas.

6.2.2 Contraste de cointegración DF

Como ya hemos mencionado antes, este contraste al igual que el anterior, se basa en el comportamiento de los residuos. En este caso, mediante el contraste DF vamos a contrastar si los residuos MCO de la relación de cointegración son integrados de primer orden. Manteniendo la hipótesis nula de no cointegración, atenderemos al siguiente criterio: Si consideramos los residuos I(1) debemos asumir que las variables no están cointegradas, ya que si lo estuvieran, los residuos resultantes de la relación de cointegración serían integrados de orden cero.

Para realizar el contraste prestaremos atención a la regresión de la derecha, en la que el estadístico de contraste se formula igual que el t-ratio. Sin embargo, dado que aplicamos el contraste a los residuos, la distribución de probabilidad es distinta a cuando se aplica a las variables originales.

$$\Delta \hat{u}_t = \phi \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \phi = 0$$

$$t = \frac{\hat{\phi}}{\hat{\sigma}_\phi}$$

El resultado del estadístico DF, al igual que hacíamos con el CRDW, lo debemos comparar con unas tablas específicas para este contraste. Para un nivel de significación del 5%, estableceremos la región crítica en los valores del estadístico DF menores a -3,67.

-2,18 para el modelo de Corto plazo

-1,64 para el modelo de Largo plazo

A nuestra derecha aparecen los valores que toma el estadístico DF aplicado a los residuos. En este caso, al igual que en el anterior, no rechazamos la hipótesis nula. Por lo tanto, según este contraste, debemos asumir que las variables no están cointegradas en ninguno de los 2 modelos: corto y largo plazo.

6.2.3 Contraste de cointegración de Johansen

El contraste propuesto por Johansen parte de un modelo CVAR. Este modelo, resulta de aplicar el mecanismo de corrección del error (MCE) al modelo VAR. Con otras palabras, El modelo resultante de introducir las relaciones de cointegración en el modelo VAR.

En un modelo VAR con “n” variables, pueden existir hasta “n” relaciones de cointegración. Por este motivo, Johansen plantea un sistema de contraste por etapas basado en la Razón de Verosimilitud.

Johansen estipula que si contrastamos que el rango de cointegración es 0, frente a la alternativa que es “n”, entonces el logaritmo de la Razón de Verosimilitud multiplicado por -2 es igual a:

$$-2\ln((1 - \lambda_1)(1 - \lambda_2) \dots (1 - \lambda_n))$$

Donde $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ son las raíces características de una matriz de orden “n”, derivada del modelo VAR, que cumple $1 > \lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$. Y diremos que el modelo tiene tantas relaciones de cointegración como raíces distintas de cero.

Por este motivo, el contraste se realiza de forma secuencial, dado que primero debemos contrastar que no existe ninguna relación de cointegración frente a la alternativa de que existen “n” relaciones de cointegración. Si rechazamos esta hipótesis, el siguiente paso es contrastar que existe una relación de cointegración frente a la alternativa de que existen “n-1” relaciones de cointegración utilizando:

$$-2\ln((1 - \lambda_2)(1 - \lambda_3) \dots (1 - \lambda_n))$$

Y así sucesivamente hasta que en alguna de las etapas no rechazamos la hipótesis nula, asumiendo ésta como el número de relaciones de cointegración.

La distribución que siguen los estadísticos depende del número de raíces unitarias bajo la hipótesis nula y de la forma que adoptan los elementos deterministas del modelo. Para esta forma de los elementos deterministas Johansen distinguió cinco casos diferentes:

- Las variables giran en torno a cero o a constantes cointegradas
- Las variables giran en torno a constantes no cointegradas
- Las variables giran en torno a tendencias lineales cointegradas
- Las variables giran en torno a tendencias lineales no cointegradas
- Las variables giran en torno a tendencias cuadráticas no cointegradas

Nosotros en base al gráfico de las series hemos optado por la segunda opción, dado que las variables giran en torno a constantes y no hay indicios de que estas constantes estén cointegradas. Podemos ver el contraste realizado a los modelos de corto y largo plazo en los Cuadros 8 y 9 respectivamente.

Cuadro 8.

Contraste de Johansen - tipo de interés a corto plazo e inflación					
	Rango (r)	Valores propios	Estadístico	p-valor	Cointegradas
6	0	0,191	12,11	0,447	No
retardos	1	0,094	3,85	0,447	
4	0	0,176	9,79	0,665	No
retardos	1	0,044	1,87	0,798	
2	0	0,218	15,44	0,206	No
retardos	1	0,107	4,85	0,311	

Como muestra el Cuadro 8, el contraste de cointegración de Johansen apoya los resultados obtenidos por los contrastes CRDW y DF, ya que para el tipo de interés nominal a corto plazo con la inflación, no rechazamos la hipótesis nula de no cointegración. Debemos por lo tanto asumir que, la inflación y el tipo de interés a corto plazo en EEUU entre los años 1969 y 2013 no están cointegrados.

Sin embargo, a la vista del Cuadro 9, podemos ver alguna discrepancia entre el contraste multiecuacional y los uniecuacionales. Ya que para el modelo VAR con 1,2, y 3 retardos, según el contraste de Johansen, podemos asumir que existe una relación de cointegración.

Cuadro 9.

Contraste de Johansen - tipo de interés a largo plazo e inflación					
	Rango (r)	Valores propios	Estadístico	p-valor	Cointegradas
6	0	0,327	19,93	0,054	No
retardos	1	0,108	4,47	0,358	
4	0	0,262	13,95	0,3	No
retardos	1	0,036	1,493	0,863	
3	0	0,441	25,39	0,008	Sí
retardos	1	0,023	0,99	0,937	
2	0	0,378	21,85	0,028	Sí
retardos	1	0,033	1,451	0,871	
1	0	0,476	31,31	0,001	Sí
retardos	1	0,064	2,9	0,607	

Este resultado nos deja la puerta entreabierta para poder tomar en consideración los modelos VAR-MCE. Nos disponemos a continuación, a realizar la estimación del modelo VAR con 1, 2, y 3 retardos. Con el objetivo de ver cuál sería la relación existente entre el tipo de interés nominal a largo plazo y la inflación a plazo.

6.3 ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN A LARGO PLAZO

Para estimar la relación de cointegración a largo plazo, debemos estimar el modelo VAR-MCE correspondiente al caso de variables que giran en torno a constantes no cointegradas:

$$\Delta RL_t = \alpha_{11}(RL_{t-1} - \beta_0 - \beta_1\pi_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta RL_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta \pi_{t-j} + v_{1t} \quad (17)$$

$$\Delta \pi_t = \alpha_{12}(RL_{t-1} - \beta_0 - \beta_1\pi_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta RL_{t-j} + v_{2t} \quad (18)$$

En donde α_{11} y α_{12} son los coeficientes de ajuste.

Para la estimación utilizaremos el método de Johansen, en el cual tenemos que decidir, además de la forma que adoptan los elementos deterministas del modelo, el número de retardos. En el Cuadro 10 se muestran los resultados de la estimación para 1, 2, y 3 retardos:

Cuadro 10.

VAR-MCE	tipo de interés a largo plazo e inflación		
	M1 (1 retardo)	M2 (2 retardos)	M3 (3 retardos)
β_0	-2,72 (1,56)	-3,11 (1,87)	-3,451 (1,64)
β_1	2,106 (0,29)	2,16 (0,37)	2,206 (0,33)
α_{11}	-0,097 (0,02)	-0,112 (0,03)	-0,173 (0,04)
α_{21}	0,119 (0,06)	0,109 (0,08)	0,002 (0,1)
$\Gamma_{\Delta RL_{t-1}}$		-0,26 (0,16)	-0,272 (0,14)
$\Gamma_{\Delta RL_{t-2}}$			-0,509 (0,15)
$\Gamma_{\Delta \pi_{t-1}}$		0,039(0,07)	-0,117 (0,08)
$\Gamma_{\Delta \pi_{t-2}}$			-0,027 (0,06)
<i>AIC</i>	6,751	6,881	6,792
<i>SBIC</i>	6,913	7,209	7,289
<i>HQ</i>	6,811	7,002	6,974

Entre paréntesis se muestran las desviaciones típicas correspondientes. Los coeficientes referentes a los retardos de los incrementos hacen referencia a la primera ecuación, dado que esta ecuación guarda una estrecha relación con el Efecto Fisher.

Para poder decidir entre modelos, tenemos a nuestra disposición los criterios AIC, SBIC y HQ. Según estos criterios, el mejor modelo de entre los planteados, es el modelo M1, ya que el valor que alcanzan los criterios de selección es menor en él que en el resto de modelos.

La relación de cointegración que denota el modelo M1 sería la siguiente:

$$RL_t = -2,72 + 2,106 \pi_t$$

(1,56) (0,29)

Para contrastar el Efecto Fisher, deberíamos contrastar la hipótesis nula $\beta_1 = 1$. Para realizar este contraste hay un hecho demostrado que merece mención especial: incluso estando en el marco no estacionario, todos los coeficientes se distribuyen según una $t_{student}$ con tantos grados de libertad como observaciones tenga el modelo. Podemos por tanto, al igual que hacíamos en el marco estacionario, realizar el siguiente contraste:

$$\frac{\hat{\beta} - \beta_{H_0}}{\hat{\sigma}_{\beta}} \sim t$$

Sin embargo, en lugar de contrastar el Efecto Fisher ($\beta_1 = 1$), el cual rechazaríamos en los 3 casos ya que el valor estimado se aleja más de dos desviaciones típicas de la unidad, hemos optado por realizar una pequeña reflexión para ver las implicaciones que tendría aceptar el resultado de las estimaciones de β_0 y β_1 . Para ello vamos a partir de la ecuación (9), en la que se definía el tipo de interés real y sustituiremos en ella, las estimaciones obtenidas:

$$\begin{aligned} r_t &= R_t - \pi_t \\ \hat{r}_t &= -2,72 + 2,106 \pi_t - \pi_t \\ \hat{r}_t &= -2,72 + 1,106 \pi_t \end{aligned}$$

Como podemos ver, según este modelo, el tipo de interés real en ausencia de inflación, sería negativo, y además, la inflación afectaría al tipo de interés real, algo que cumpliéndose el Efecto Fisher no puede darse.

Ciertamente los resultados a los que hemos llegado en esta línea de contraste, se alejan mucho del Efecto Fisher y también de la lógica. Por este último motivo, hemos decidido prescindir de las conclusiones derivadas de este modelo, y asumir que la evidencia a favor de la no cointegración era mayor.

7. CONCLUSIONES

Como hemos podido ver en las páginas anteriores, en este estudio sobre el Efecto Fisher no hemos encontrado evidencia del mismo.

Tras un primer análisis de los datos, a través de los gráficos hemos observado la existencia de dos sub-periodos. Por otro lado, mediante los correlogramas y el contraste DFA no pudimos concluir de manera clara el orden de integración de las variables. Por este motivo tomamos la decisión de realizar los contrastes tanto en el marco estacionario como en el no estacionario.

Por el lado del marco estacionario se han seguido dos líneas de contraste. En la primera, como ya hiciera Fama en 1975, hemos buscado probar lo que sería una condición suficiente pero no necesaria para el cumplimiento del Efecto Fisher: que el tipo de interés real se comporta como un ruido blanco en torno a una constante. Dentro de esta línea de contraste hemos seguido tres caminos diferentes, pero ninguno nos ha llevado a poder concluir que se produce el Efecto Fisher.

El primer camino seguido dentro la primera línea de contraste consistió en analizar el tipo de interés real como variable. Para ello, hemos analizado los gráficos de la variable en niveles y de sus primeras diferencias, así como también los correlogramas. Vimos en este análisis que el tipo de interés real, tanto a corto como a largo plazo, dista mucho de ser un ruido blanco en torno a una constante. Algo que también apoyan los resultados del contraste DFA, los cuales apuntan a que deberíamos asumir que el tipo de interés real, tanto a corto como a largo plazo, es una variable integrada de primer orden. Aunque, si bien es cierto que, al igual que con los tipos de interés nominales y la inflación, los correlogramas no resultaron concluyentes.

El segundo camino ha consistido en utilizar un Modelo Lineal Simple con el tipo de interés nominal como variable dependiente y la inflación como variable explicativa. En este modelo, el Efecto Fisher se daría cuando el coeficiente que acompaña a la inflación tome valor 1. Los modelos, tanto el planteado con el tipo de interés nominal a corto plazo, como el planteado con el tipo de interés nominal a largo plazo, sufrían problemas de autocorrelación, hecho que nos impidió derivar conclusiones a partir del t-ratio.

La tercera vía seguida dentro de la primera línea de contraste, se centra en la observación de la varianza del tipo de interés real. En esta vía, hemos tipificado los

tipos de interés nominal y la inflación con el objetivo de calcular la varianza del tipo de interés real dentro en un marco comparable. Los datos que pudimos ver en el Cuadro 5, evidenciaban la existencia de una relación entre el tipo de interés nominal y la inflación. Sin embargo, esta relación es bastante débil: en el caso de los tipos de interés a corto plazo, la varianza del tipo real es algo más baja que la unidad, por lo que nos atrevemos a decir que, en este caso, parece que existe evidencia de que el Efecto se cumple en parte. Por otro lado, el hecho de que en el largo plazo la varianza del tipo de interés real no diste mucho de la unidad, nos llevó a concluir esta vía y esta línea de contraste sin poder afirmar nada acerca del Efecto Fisher.

En la segunda línea de contraste hemos planteado un modelo dinámico con retardos en algunas variables para dar entrada al efecto a largo plazo. Sin embargo, esta relación a largo plazo, aunque era estimable mediante MCO, suponía un problema a la hora de realizar contrastes, dado que obtener su distribución de probabilidad resultaba, al menos, complicado. Para salvar este obstáculo, gracias a la aproximación propuesta por Wickens y Breusch (1988), hemos llegado a un modelo estimable por MCO en el que este coeficiente se calcula de manera inmediata, y podemos usar el t-ratio para contrastarlo. De cara a demostrar el Efecto Fisher, los resultados de dicho modelo para el tipo de interés nominal a corto plazo, eran esperanzadores, ya que nos proporcionaba estimaciones del coeficiente a largo plazo muy próximas a la unidad. No obstante, de nuevo los contrastes de autocorrelación, en este caso el LM, echaron abajo las conclusiones que hubiéramos podido derivar de los t-ratio. En lo que respecta al tipo de interés a largo plazo, cabe destacar que, además de los problemas de autocorrelación puestos de manifiesto en los valores que toman los estadísticos LM, las estimaciones dependen mucho del número de retardos, síntoma claro de una mala especificación.

Por lo tanto, el modelo que hemos planteado en esta segunda línea de contraste, siguiendo a Moazzami (1990), no nos permite afirmar nada en base a la relación existente entre la inflación y el tipo de interés nominal.

A pesar de que los correlogramas de las variables no apuntaban claramente en esa dirección, el contraste DFA sugería que todas las variables son integradas de primer orden. Por este motivo en la tercera línea de contraste nos alejamos del marco estacionario para entrar en el marco no estacionario.

Para realizar un análisis de la relación existente entre dos variables en el marco no estacionario, debemos primero observar los órdenes de integración de las variables y contrastar la posible cointegración entre ellas. Una vez asumido que todas las variables son integradas de primer orden, hemos pasado a realizar los contrastes de cointegración CRDW, DF y Johansen. Atendiendo a los contrastes univariantes CRDW y DF, no rechazamos la hipótesis nula de no cointegración. Por otro lado, el contraste de Johansen, cuyos resultados pudimos ver en los Cuadros 8 y 9, nos hicieron abandonar la idea de una posible cointegración entre el tipo de interés nominal a corto plazo con la inflación. Sin embargo, en el caso del tipo de interés nominal a largo plazo, el contraste de cointegración de Johansen, nos permite asumir la existencia de una relación de cointegración, para los modelos VAR-MCE con 1, 2, y 3 retardos.

Una vez estimados los tres modelos, los criterios de selección de modelos AIC, SBIC, y HQ determinaron que el mejor es el de un retardo. Sin embargo, las estimaciones, tanto de este modelo, como de los otros dos modelos, nos llevarían a afirmaciones tales como que el tipo de interés nominal a largo plazo reacciona dos a uno con la inflación. Este hecho, nos parece ilógico y se aleja mucho de lo esperable en cualquier economía. Por este motivo hemos decidido descartar las conclusiones a las que nos ha conducido el método de Johansen, reconociendo que la evidencia a favor de que no existía cointegración era mayor.

Podemos concluir que en base a estas tres líneas de contraste, que son las más seguidas en la literatura, no hemos podido demostrar el Efecto Fisher, ni obtener conclusiones de la relación existente entre el tipo de interés nominal y la inflación. Los problemas de autocorrelación que hemos encontrado en la mayoría de los modelos usados, parecen indicar que estamos omitiendo variables relevantes. El estudio de dichas variables queda pendiente para futuros trabajos.

8. BIBLIOGRAFÍA

- Aznar, A. Nieves, J. (1995): “Una reconsideración del Efecto Fisher a partir de Fama: una aplicación al caso español” *Cuadernos de Economía* 22: 271-288.
- Bajo, O. Esteve, V. (1998): “¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-96” *Revista Española de Economía* Vol. 15 N° 2: 149-166
- Barsky, R. (1987): “The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation.” *Journal of Monetary Economics* 19: 3-24.
- Fama, E. (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.
- Granger, C. Newbold, P. (1974): “Spurious Regression in Econometrics” *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Martin, V. Hurn, S. Harris D. (2013): *Econometric Modelling with Time Series*. Cambridge University press. Cambridge.
- Moazzami, B. (1990): “Interest rates and inflationary expectations” *Journal of Banking and Finance* 14: 1163-1170.
- Moazzami, B. (1991): “The Fisher equation controversy re-examined” *Applied Financial Economics* 1991, 1: 129-133.
- Moazzami, B. (1995): “The Quantity Theory of Money and Its Long-Run Implications” *Journal of Macroeconomics* Vol. 17, No. 4: 667-682.
- Muth, J. (1961): “Rational Expectations and the Theory of Price Movements” *Econometrica* 29: 315–335.
- Wickens, M. Breusch, T. (1988): “Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression models” *The economic journal: the journal of the Royal Economic Society*: 189-205