

Trabajo Fin de Grado

Medición del efecto del tipo de Interés sobre el Dinero en Circulación (2003-2024)

Measuring the Effect of Interest Rates on Money in Circulation (2003-
2024)

Autor/es

Millán Zalduendo Lafuente

Director/es

Irene Olloqui Cuartero

Facultad de Economía y Empresa / Universidad de Zaragoza

2024

Autor: Millán Zalduendo Lafuente

Director: Irene Olloqui Cuartero

Título: Medición del efecto del tipo de Interés sobre el Dinero en Circulación (2003-2024)

Titulación: Grado en Economía

Resumen

Este trabajo aborda el estudio de la relación entre los tipos de interés y los agregados monetarios, con el fin de entender cómo las variaciones en los tipos de interés influyen en la cantidad de dinero en circulación en la economía. Se hará un repaso de los objetivos y los mecanismos de transmisión de la política monetaria y del proceso de creación de la oferta monetaria. Además, se propone la estimación de un modelo ARDL para predecir la relación dinámica entre los tipos de interés y los agregados monetarios en un contexto económico determinado. El análisis y la estimación de este modelo permiten evaluar la efectividad de los cambios en los tipos de interés sobre la oferta monetaria y proporcionan una herramienta útil para la formulación de políticas monetarias.

Author: Millán Zalduendo Lafuente

Supervisor: Irene Olloqui Cuartero

Title: Measuring the Effect of Interest Rates on Money in Circulation (2003-2024)

Degree: Bachelor's degree in Economics

Abstract

This work addresses the study of the relationship between interest rates and monetary aggregates in order to understand how variations in interest rates influence the amount of money circulating in the economy. A review of the objectives and transmission mechanisms of monetary policy, as well as the process of money supply creation, will be conducted. Additionally, the estimation of an ARDL model is proposed to predict the dynamic relationship between interest rates and monetary aggregates in a specific economic context. The analysis and estimation of this model allow for evaluating the effectiveness of changes in interest rates on the money supply and provide a useful tool for the formulation of monetary policies.

Contenido

1. Introducción	5
1.1 Contexto	5
1.2 Objetivos	5
1.3 Justificación del uso del ARDL	6
2. Marco Conceptual	7
2.1 Política monetaria y BCE	7
2.2 Proceso de creación de la oferta monetaria	9
2.3 transmisión de la política monetaria.	10
2.4 Importancia de la predicción	12
3. Descripción de los datos	12
3.1 Definición de las variables	12
3.2 Fuentes de datos	14
3.3 Periodo de estudio y frecuencia de los datos	14
3.4 Análisis exploratorio	15
3.4.1 Estadísticas descriptivas	15
3.4.2 Análisis gráfico- temporal de las series	16
4. El Modelo ARDL y su Estimación	20
4.1 Introducción al modelo ARDL	20
4.2 Proceso de estimación y selección de retardos	21
4.2.1 Orden de Integración de las Variables M1, M2, M3 y Euribor	21
4.2.2 Contrastes de raíz unitaria	23
4.2.3 Cointegración	27
4.2.4 Exogeneidad	28
4.3 Formulación del modelo ARDL	30
4.3.1 Resultados y diagnóstico del modelo	31

4.3.2 Interpretación de los coeficientes	33
5. Conclusiones.....	37
6. Bibliografía.....	39
7. Anexos.....	42

1. Introducción

1.1 Contexto

El estudio de los tipos de interés y los agregados monetarios es fundamental para comprender el funcionamiento de una economía. Ambos elementos están interrelacionados y juegan un papel crucial en la política económica, la estabilidad financiera y la toma de decisiones de los agentes económicos. Los tipos de interés reflejan el coste del dinero y son determinantes clave en la inversión, el consumo y el ahorro. Por otro lado, los agregados monetarios, que incluyen la cantidad total de dinero en circulación en una economía, tienen un impacto directo sobre la inflación, el crecimiento económico y la política monetaria.

Esta cuestión adquiere una dimensión aún más significativa en el contexto europeo, donde el Banco Central Europeo (BCE) juega un papel crucial en la definición de políticas monetarias comunes para los países miembros de la eurozona. En este ámbito, los tipos de interés son herramientas clave utilizadas por el BCE para garantizar la estabilidad de precios, fomentar el crecimiento económico y mantener un equilibrio financiero. Al mismo tiempo, los agregados monetarios, como M1, M2 y M3, son indicadores fundamentales que permiten evaluar la cantidad de dinero disponible en la economía y su impacto en el desarrollo económico y la inflación en un espacio económico tan interconectado como Europa.

1.2 Objetivos

El primer objetivo de este trabajo es realizar una revisión sobre cómo funciona la política monetaria centrada en los tipos de interés, con un enfoque especial en el papel desempeñado por el Banco Central Europeo (BCE). Este análisis busca entender las herramientas utilizadas por el BCE para influir en los mercados financieros, como las tasas de interés de referencia, y su impacto en la estabilidad de precios, el crecimiento económico y el sistema financiero europeo.

A continuación, se explorará cómo las variaciones en los tipos de interés y los cambios en los agregados monetarios pueden influir en diferentes ámbitos económicos, tales como el consumo, la inversión y la implementación de la política monetaria. Para ello, nos

apoyaremos sobre la teoría detrás de la creación de oferta monetaria y los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

Finalmente, se abordará una estimación empírica de esta relación utilizando un modelo ARDL (Autoregressive Distributed Lag), que permitirá analizar la dinámica entre estas variables tanto a corto como a largo plazo.

1.3 Justificación del uso del ARDL

El modelo ARDL es particularmente útil para estudiar la relación entre los tipos de interés y los agregados monetarios porque es un modelo dinámico que permite analizar cómo estas variables evolucionan con el tiempo y cómo interactúan tanto a corto como a largo plazo. Su gran ventaja es que puede capturar las dinámicas temporales, es decir, los efectos que un cambio en una variable tiene sobre la otra en diferentes momentos. Esta capacidad resulta esencial en economía, ya que las decisiones y los ajustes no suelen ocurrir de forma inmediata, sino que se producen de manera gradual.

Esta característica es crucial para comprender cómo las políticas monetarias influyen en la economía. Por ejemplo, un cambio en los tipos de interés no afecta instantáneamente a los agregados monetarios, sino que su impacto se manifiesta progresivamente a medida que los agentes económicos ajustan sus decisiones de ahorro, consumo e inversión. El modelo ARDL es ideal para descomponer estos efectos y mostrar cómo las variables responden a los cambios iniciales y, eventualmente, alcanzan un equilibrio a largo plazo.

Esta capacidad lo convierte en una herramienta valiosa para analizar la evolución de estas variables y evaluar cómo las decisiones de política monetaria impactan aspectos clave como la inflación, la estabilidad económica y el crecimiento. Además, el modelo ARDL es flexible, ya que puede ser utilizado incluso cuando las variables tienen características estadísticas diferentes, como en los casos en que una variable es estacionaria y la otra no, algo común en los datos económicos, que suelen comportarse de manera compleja.

2. Marco Conceptual

Para entender la relación entre los agregados monetarios y los tipos de interés, es esencial comenzar definiendo qué es la política monetaria, cuáles son sus objetivos principales y cómo se lleva a cabo en el contexto de la Unión Europea, prestando especial atención al papel del Banco Central Europeo (BCE).

Este organismo busca influir en la economía mediante diversos métodos que afectan la oferta monetaria y la estabilidad financiera, generando efectos que se propagan a través de canales como el crédito, las expectativas económicas y la actividad general.

Para respaldar este análisis, se realizará un repaso de los mecanismos de creación de la oferta monetaria y transmisión de la política monetaria, que constituyen la base conceptual para comprender la relación entre los tipos de interés y los agregados monetarios, fundamentales en el estudio de la política monetaria y su impacto en la economía.

También se abordarán algunos efectos económicos determinantes que justifican la creación de modelos para intentar estimar y predecir esta relación, con el objetivo de tomar decisiones más informadas en el ámbito de la política monetaria.

2.1 Política monetaria y BCE

Según el Banco de España, la política monetaria hace referencia al conjunto de decisiones y medidas que toma la autoridad monetaria de un país o de una unión monetaria, como es el caso del área del euro, con el objetivo de influir en el coste y la disponibilidad del dinero en la economía. Es decir, se trata de un conjunto de acciones que buscan regular la cantidad de dinero en circulación y su valor para afectar al funcionamiento económico de un país o región.

En el área del euro, el responsable de implementar la política monetaria es el Eurosistema, que está formado por el Banco Central Europeo (BCE) y los bancos centrales nacionales, incluyendo el Banco de España. Este sistema tiene como misión coordinar y aplicar medidas para mantener la estabilidad económica en la zona euro.

El principal objetivo de la política monetaria en Europa, según el Banco Central Europeo, es la estabilidad de los precios. De manera concreta, el BCE considera que la estabilidad se alcanza cuando la inflación anual se mantiene cerca, pero siempre por debajo, del 2%.

Este nivel se considera ideal porque permite que los precios no suban ni bajen de manera excesiva, lo cual ayuda a mantener la economía estable.

La razón detrás de este objetivo es evitar que haya fluctuaciones inesperadas en los precios, lo cual podría generar incertidumbre en las decisiones económicas de las empresas y los consumidores. Si los precios suben de forma descontrolada o caen drásticamente, las personas y las empresas pueden verse confundidas sobre qué esperar en el futuro, lo que dificultaría la toma de decisiones de consumo, ahorro e inversión. Mantener una inflación baja y predecible asegura un entorno económico estable y favorece un crecimiento económico sostenible a largo plazo, lo cual es un consenso generalizado en el ámbito económico.

Para lograr este objetivo de estabilidad de precios, el Banco Central Europeo utiliza diversas herramientas de política monetaria. Entre las más importantes se encuentran los tipos de interés oficiales, las operaciones de mercado abierto, las facilidades permanentes y los requisitos de reservas mínimas. Estos instrumentos permiten al BCE influir en la cantidad de dinero que circula en la economía y en el coste de ese dinero.

Después de la crisis financiera global, el BCE introdujo nuevas herramientas para enfrentar los retos económicos, como los tipos de interés negativos, las operaciones de financiación a largo plazo con objetivos específicos y programas de compra de activos. Estas medidas se complementaron con la estrategia de "forward guidance", que consiste en anunciar las intenciones del BCE sobre el futuro de los tipos de interés y sus programas de estímulo, para orientar a los mercados y a los agentes económicos.

En este contexto, la herramienta más importante de la política monetaria es el ajuste de los tipos de interés oficiales, en el que nos centraremos en este trabajo. Estos tipos determinan el coste que los bancos comerciales deben pagar al obtener financiación del banco central, así como el rendimiento que reciben por los depósitos que mantienen en él. Cuando el BCE sube o baja los tipos de interés, estas variaciones afectan directamente las tasas de interés que los bancos aplican a sus clientes en productos como cuentas de ahorro, préstamos hipotecarios o créditos. Así, cualquier cambio en los tipos de interés influye en las decisiones de consumo, ahorro e inversión de las familias y las empresas, lo que a su vez impacta en la demanda agregada de la economía y, por lo tanto, en la inflación.

2.2 Proceso de creación de la oferta monetaria

La creación de la oferta monetaria es un proceso complejo que involucra principalmente dos mecanismos clave: la emisión por parte del banco central y la expansión a través de los bancos comerciales.

En primer lugar, el banco central de un país tiene la facultad exclusiva de emitir la base monetaria, que está compuesta por el dinero en efectivo, como los billetes y monedas, y las reservas bancarias. Este proceso es fundamental para la política monetaria, ya que, a través de él, el banco central puede influir en la cantidad de dinero disponible en la economía. Mediante herramientas como la compra o venta de bonos del gobierno o la modificación de las tasas de interés, puede aumentar o reducir la oferta de dinero según los objetivos económicos que persiga, como controlar la inflación o estimular el crecimiento económico.

Por otro lado, los bancos comerciales tienen un papel esencial en la creación de dinero a través del sistema de reservas fraccionarias. Este sistema permite que los bancos presten dinero que no poseen completamente en sus reservas. En lugar de mantener todos los depósitos de sus clientes, los bancos solo deben mantener una fracción como reserva (el porcentaje depende de las regulaciones del banco central) y pueden prestar el resto. Cuando los bancos otorgan un préstamo, el dinero prestado se deposita nuevamente en el sistema financiero, lo que aumenta la cantidad total de dinero en circulación. Cada vez que un préstamo es concedido, se genera un nuevo depósito, lo que amplifica la oferta monetaria de forma continua.

Este proceso de creación de dinero se puede comprender mejor con el concepto del multiplicador monetario. El multiplicador refleja cómo una cantidad inicial de dinero, por ejemplo, emitido por el banco central, puede ser ampliada en la economía debido a que los bancos comerciales no tienen que mantener el 100% de los depósitos como reservas. Si, por ejemplo, el banco tiene que mantener solo el 10% de los depósitos en reserva, el multiplicador será 10, lo que significa que por cada unidad de dinero que el banco central pone en circulación, los bancos comerciales pueden expandir la oferta monetaria hasta diez veces esa cantidad. Este fenómeno de multiplicación se produce porque los bancos prestan el dinero sobrante, creando nuevos depósitos a través de la actividad crediticia.

2.3 transmisión de la política monetaria.

Este proceso describe cómo las decisiones de política monetaria afectan a los precios a través de una cadena de efectos interrelacionados. El banco central juega un papel clave en este mecanismo, ya que tiene el monopolio de la emisión de billetes y es el principal proveedor de reservas bancarias, que constituyen la base monetaria.

La transmisión de la política monetaria sigue varios pasos:

Primero, el banco central ajusta los tipos de interés oficiales. En el caso del Banco Central Europeo (BCE), estas decisiones se toman cada seis semanas durante sus reuniones de política monetaria, donde también se analizan y aplican otras medidas, según sea necesario.

Los cambios en los tipos oficiales influyen directamente en las tasas de interés a corto plazo en los mercados monetarios, como el interbancario. También afectan las tasas a medio y largo plazo, ya que modifican las expectativas de los inversores sobre el rumbo de la política monetaria. Este impacto se ha reforzado recientemente con el uso de la *forward guidance*, la herramienta mencionada anteriormente con la que el banco central orienta sobre sus decisiones futuras.

A continuación, estos cambios se reflejan en los costes de financiación de los distintos agentes económicos, como gobiernos, empresas y hogares. Por ejemplo, cuando los gobiernos o las empresas emiten bonos en los mercados de capitales, las tasas de interés a diferentes plazos afectan directamente a lo que les cuesta financiarse.

Para hogares y empresas que dependen del crédito bancario, las variaciones en tipos interbancarios como el Euribor a 12 meses se trasladan a hipotecas de tipo variable, mientras que las tasas de mercado a medio y largo plazo sirven como referencia para préstamos a tipo fijo. Además, las tasas de interés del mercado también influyen en la rentabilidad de los depósitos bancarios.

Estos cambios en los costes de financiación tienen un impacto directo en las decisiones de ahorro e inversión. Por ejemplo, cuando los tipos de interés son bajos, el gasto de los hogares aumenta porque financiarse resulta más barato y ahorrar es menos atractivo.

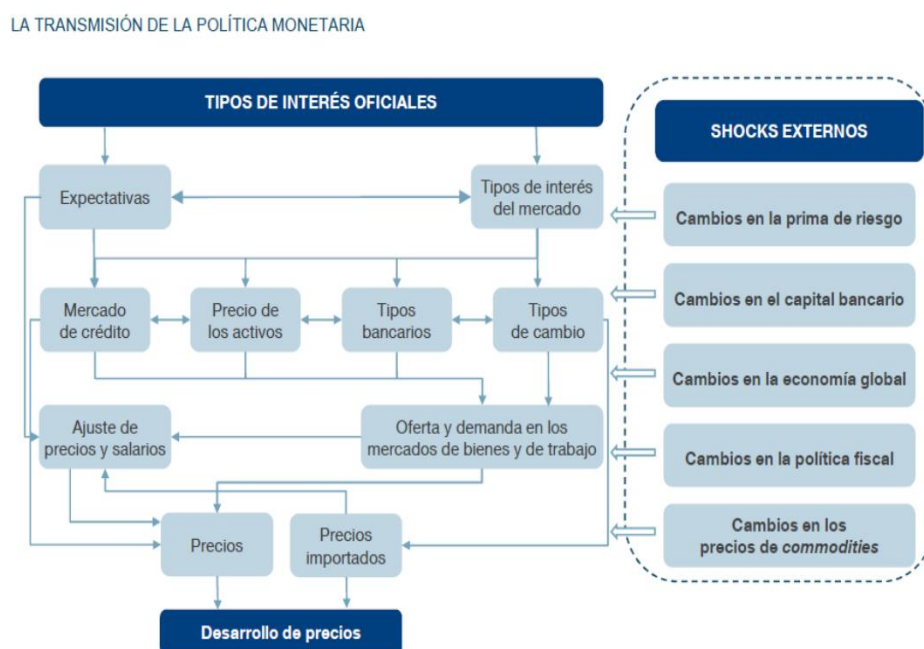
Del mismo modo, las empresas se sienten incentivadas a invertir, ya que los posibles beneficios superan el coste del financiamiento. Todo esto genera un aumento en la

demanda de bienes y servicios, lo que, junto con factores como los costes de producción, incide en los precios y, por tanto, en la inflación.

Sin embargo, este no es el único canal de transmisión de la política monetaria. Las decisiones del banco central también pueden influir en los precios de los activos financieros, como las acciones, lo que puede modificar la riqueza de hogares y empresas, y con ello sus decisiones de consumo e inversión.

Por otro lado, los tipos de interés oficiales afectan al valor de la moneda a través de los flujos internacionales de capital. Por ejemplo, las decisiones del BCE pueden provocar que el euro se aprecie o se deprecie. Esto, a su vez, afecta a los precios de los productos importados y a la competitividad de las exportaciones, influyendo en los precios finales y en la demanda externa.

La Figura 1 ilustra cómo los tipos de interés oficiales afectan la transmisión de la política monetaria, influyendo en los mercados de crédito y bienes (Banco Central Europeo, 2023).



FUENTE: Banco Central Europeo.

Figura 1. Mecanismos de transmisión de la política monetaria. Fuente: Banco central Europeo

2.4 Importancia de la predicción

La predicción de los agregados monetarios en función de los tipos de interés es clave para gestionar la economía de manera efectiva. Los agregados monetarios, como M1, M2 y M3, representan las diferentes formas de dinero en circulación en la economía, y su comportamiento depende en gran medida de las decisiones sobre los tipos de interés.

Cuando los tipos de interés cambian, afecta la demanda de dinero por parte de los hogares, las empresas y las instituciones financieras. Si un banco central puede predecir cómo se comportarán estos agregados monetarios en respuesta a variaciones en los tipos de interés, puede anticiparse a los efectos que tendrá sobre la inflación, el crecimiento económico y la estabilidad financiera.

Si los tipos de interés son bajos, se incentiva el endeudamiento y el consumo, lo que puede aumentar la oferta monetaria. En cambio, si los tipos suben, el crédito se encarece y la oferta monetaria podría reducirse.

Esta predicción de los agregados monetarios permite a los bancos centrales ajustar la política monetaria de manera más precisa, asegurando que la cantidad de dinero en circulación se mantenga en niveles que favorezcan la estabilidad económica, evitando tanto la inflación excesiva como una desaceleración económica.

3. Descripción de los datos

3.1 Definición de las variables

Euríbor a 6 meses

El Euríbor es administrado por el European Money Markets Institute, y es definido por el Banco Central Europeo como el tipo de interés al que los bancos de los países actuales y anteriores de la UE y de la Asociación Europea de Libre Comercio pueden financiarse en el mercado mayorista sin garantías en euros.

Representa el promedio de las tasas a las que los bancos europeos se prestan dinero entre sí en el mercado interbancario a corto plazo. Aunque existen diferentes plazos para el Euríbor (1 mes, 3 meses, 6 meses, 12 meses), el Euríbor a 6 meses es particularmente

importante para diversos contratos financieros, como hipotecas y productos de deuda corporativa.

Se trata de una tasa de referencia clave que refleja las condiciones de liquidez en el sistema bancario y la confianza entre los bancos. Por tanto, se considera como tipo de referencia cuando se habla de tipos los de interés del mercado interbancario

Agregados monetarios

Los agregados monetarios comprenden los pasivos monetarios de las instituciones financieras monetarias (IFM) y del gobierno central (oficina de correos, tesorería, etc.) frente a los residentes del área del euro que no son IFM, excluyendo al gobierno central.²

M1 es la suma del efectivo en circulación y los depósitos a la vista. M2 es la suma de M1 más los depósitos a plazo con vencimiento de hasta dos años y los depósitos redimibles con preaviso de hasta tres meses.

M3 es la suma de M2 más los acuerdos de recompra, las participaciones/unidades de fondos del mercado monetario y los valores de deuda con vencimiento de hasta dos años. Se trata del agregado monetario más amplio e intenta reflejar la cantidad de dinero total de una economía, incluyendo a M1 y M2 junto con algunos instrumentos financieros adicionales. Aunque no son tan fácilmente convertibles en efectivo, se consideran cercanos a ser dinero y afectan al flujo de este

Índice de precios al consumo armonizado

Según Eurostat, “*el IPCA es una medida de estabilidad de precios para la estrategia de política monetaria del Banco Central Europeo (BCE)*”. Está diseñado para evaluar la estabilidad de precios y no pretende ser un índice del coste de vida. Además, permite la comparación entre distintos países de la Eurozona. El IPCA sigue una metodología diferente a los IPC nacionales por lo que puede haber algunas diferencias conceptuales y cuantitativas.

Esta variable será utilizada como posible Variable Instrumental a la hora de modelizar el ARDL entre el agregado monetario y el Euríbor.

3.2 Fuentes de datos

Las fuentes de datos utilizadas para el estudio son: *Eurostat database* y el *ECB data portal*

La Eurostat Database es la base de datos estadística oficial de Eurostat, la oficina de estadísticas de la Unión Europea (UE). Ofrece información estadística macroeconómica comparable de los países de la Unión Europea y de fuera de la misma.

ECB data portal es una plataforma en línea del Banco Central Europeo que proporcionar series de datos económicos y financieros de la eurozona, de la Unión Europea y, en algunos casos, economías globales.

El indicador IPCA y el euríbor han sido obtenidos de Eurostat. Para los agregados monetarios, Eurostat redirige hacia el ECB data portal de forma automática, de donde fueron obtenidos.

3.3 Periodo de estudio y frecuencia de los datos

El periodo de estudio comprende desde febrero de 2003 hasta septiembre de 2024. Las fechas elegidas se deben al dato más próximo a la creación y puesta en circulación oficial del euro y al último de los datos disponibles. El IPCA está disponible desde el año 2003. La frecuencia de los datos utilizada será mensual.

Las variables M1, M2 y M3 están estacionalmente ajustada y los datos son en niveles

En el caso del euríbor, la serie temporal se forma con el promedio de los valores de las observaciones durante el periodo. Es decir, el dato mensual está formado por las observaciones diarias obtenidas del euríbor y aplicando el promedio de estas. Al ser observaciones mensuales, eliminamos uno de los problemas que podemos encontrar con los datos diarios del euríbor y es que no se calcula para días no laborales o festivos, lo que daría lugar a observaciones vacías. La serie está estacionalmente ajustada y los datos son en porcentaje

Los datos de la variable IPCA vienen proporcionados en índice y toma como año base el 2015.

Todas las variables hacen referencia a los países que formaban parte de la Unión Europea durante el periodo de observación. Por tanto, son medidas que tienen en cuenta la incorporación o separación de países de la UE durante el periodo de estudio

De todos los agregados monetarios que existen, se analizará el M3 para el análisis descriptivo y gráfico-temporal, ya que se trata del agregado más usado como referencia principal entre organismos internacionales y el BCE para medir la oferta monetaria

3.4 Análisis exploratorio

3.4.1 Estadísticas descriptivas

Tabla 1. Estadísticos principales de las variables del estudio

Variable	Media	Mediana	Mínimo	Máximo
Eur6m	1,3637	0,99310	-0,54460	5,2190
IPCA	98,849	99,510	80,620	126,72
M3A	1,0706e+007	9,8742e+006	5,8574e+006	1,6435e+007

Variable	Desv. Típica.	C.V.	simetría	Exc. de curtosis
Eur6m	1,6593	1,2167	0,65531	-0,77942
IPCA	11,300	0,11432	0,62633	0,066551
M3A	3,0051e+006	0,28071	0,40219	-0,76989

Variable	Porc. 5%	Porc. 95%	Rango IQ	Observaciones ausentes
Eur6m	-0,51500	4,5930	2,5155	0
IPCA	81,950	123,60	13,370	0
M3A	6,2018e+006	1,6093e+007	3,5644e+006	0

La tasa del Euríbor a 6 meses muestra una media de 1,3637, un valor relativamente bajo que refleja el contexto de políticas monetarias expansivas y de bajas tasas de interés en la

eurozona durante gran parte del periodo analizado. La mediana de 0,9931, ligeramente inferior a la media, sugiere que los valores estuvieron concentrados en niveles bajos, aunque con algunos episodios de alzas. En este periodo, el Euríbor alcanzó un mínimo de -0,5446 y un máximo de 5,219, lo que evidencia variaciones significativas en respuesta a diferentes ciclos económicos y ajustes monetarios. El coeficiente de variación (C.V.) de 1,2167 indica una alta dispersión relativa, subrayando la volatilidad del Euríbor, a pesar de que su promedio ha sido bajo en términos históricos.

Para el IPCA (Índice de Precios al Consumidor Armonizado), el máximo registrado fue de 126,72 y el mínimo de 80,62, reflejando la evolución del nivel de precios en la eurozona a lo largo de las décadas. El coeficiente de variación (C.V.) de 0,11432 indica una baja variabilidad relativa, lo cual es coherente con la estabilidad general en el crecimiento de los precios, salvo en momentos de inflación elevada.

En cuanto al M3A (agregado monetario M3 en promedio anual), su máximo y su mínimo reflejan el crecimiento de la oferta monetaria impulsado por estímulos monetarios en diversos periodos. El coeficiente de variación (C.V.) de 0,28071 muestra una variabilidad moderada en relación con su media, lo que señala que la oferta monetaria ha tenido incrementos más graduales y controlados en comparación con la volatilidad observada en el Euríbor.

3.4.2 Análisis gráfico- temporal de las series

M3

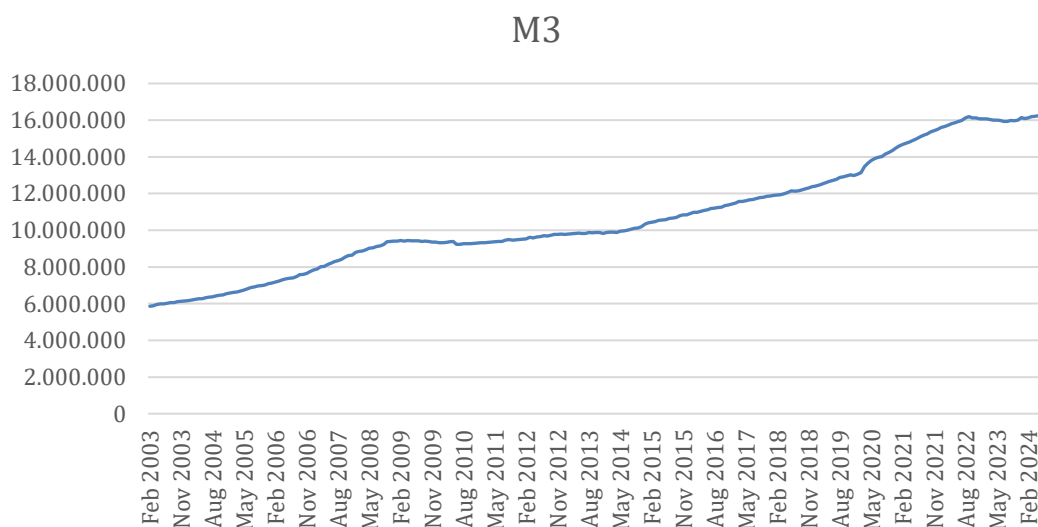


Figura 2. Serie temporal de la variable M3. Elaboración propia

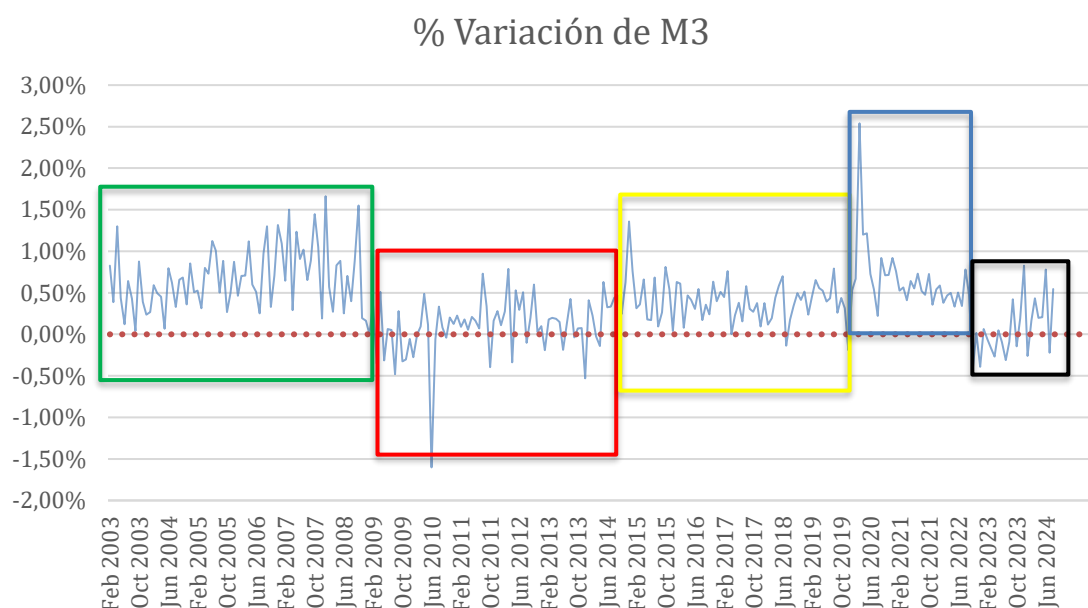


Figura 3. Serie temporal de las variaciones de M3. Elaboración propia

En el gráfico de la variación de M3 pueden distinguirse fácilmente 5 subperiodos, formados por los años 2003-2008, 2008-2014, 2014-2019, 2020-2022 y 2022-2024.

En el primer subperiodo, la variación porcentual de M3 se mantiene en torno a valores positivos, generalmente entre 0% y 1%, lo que indica un crecimiento constante de la oferta monetaria. Esto es consistente con un contexto económico favorable y una política monetaria de bajas tasas de interés que fomentaba el crecimiento del crédito y la expansión económica.

En el segundo periodo se observan fluctuaciones y caídas notables en la variación de M3. Este es el periodo de la crisis financiera global, en el cual la incertidumbre y la restricción del crédito generaron una desaceleración del crecimiento de la oferta monetaria. En respuesta, el BCE y otros bancos centrales implementaron políticas de estímulo, y a medida que estas políticas se consolidan, la variación del M3 vuelve a estabilizarse, aunque en niveles más bajos y con episodios de fluctuación.

En el tercer periodo, durante la recuperación de la crisis de deuda en la zona euro, la variación de M3 muestra una relativa estabilidad en torno al 0,5%. Las políticas de estímulo continuadas por el BCE, como las compras de activos, ayudaron a sostener la oferta monetaria, pero sin grandes variaciones debido a una recuperación económica lenta y a la ausencia de presiones inflacionarias significativas en Europa.

En el cuarto periodo, hay picos pronunciados en la variación de M3, con un incremento mensual de hasta el 2.5%. Estos picos reflejan la respuesta de emergencia a la crisis de COVID-19, en la que los bancos centrales aumentaron rápidamente la oferta monetaria mediante estímulos masivos y bajas tasas de interés para amortiguar el impacto de la pandemia. Este incremento inusual refleja la inyección rápida y masiva de liquidez en la economía.

En el último, la variación mensual de M3 presenta un patrón errático, con algunos meses de crecimiento negativo y otros con ligeras expansiones. Esto refleja los efectos de las políticas de endurecimiento monetario adoptadas para controlar la inflación. Al incrementar las tasas de interés, el BCE reduce la expansión de la oferta monetaria, y esto se traduce en un crecimiento mucho más moderado y fluctuante en el agregado M3.

El efecto de estos 5 periodos queda muy bien reflejado en la serie de M3 en niveles, donde para cada periodo mencionado observamos una pendiente de la serie distinta. En conjunto, los agregados monetarios siempre tienden a crecer debido a dos factores. Por un lado, las economías crecen. El crecimiento económico provoca una mayor demanda de dinero por motivo de transacción y, por otro lado, la inflación, aunque controlada, tiende a elevar el nivel de precios en el tiempo, y los bancos centrales suelen aumentar la oferta monetaria en línea con sus objetivos de inflación.

Euríbor a 6 meses

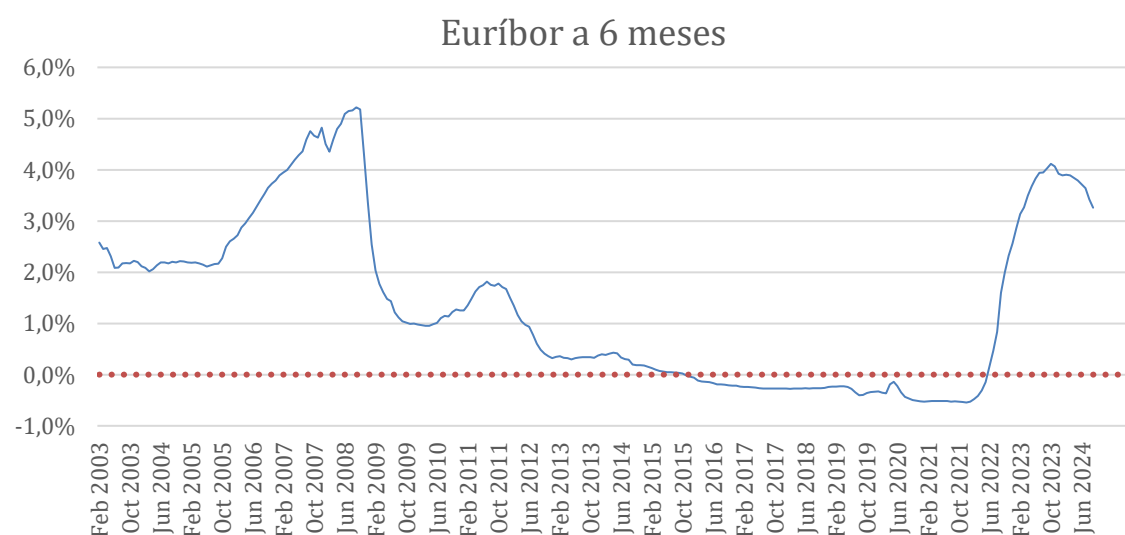


Figura 4. Serie temporal del Euríbor a 6 meses. Elaboración propia

El gráfico de la serie Euribor no es sino una consecuencia de las decisiones de política monetaria tomadas por el BCE para lograr sus objetivos de inflación. Uno de los factores más determinantes a la hora de establecerse los tipos de interés del mercado interbancario, como lo es el Euribor, es el rango establecido por el BCE entre la facilidad de crédito y depósito.

La facilidad marginal de crédito ofrece a las entidades financieras la posibilidad de obtener liquidez de los bancos centrales nacionales a un plazo de un día, siempre que presenten activos de garantía suficientes. El tipo de interés asociado a esta facilidad, fijado por el BCE, actúa como el techo para el tipo de interés del mercado a un día.

Por otro lado, la facilidad de depósito permite a las entidades financieras realizar depósitos a un día en los bancos centrales nacionales, recibiendo una remuneración al tipo de interés estipulado por el BCE. Este tipo de interés generalmente representa el suelo del tipo de interés del mercado interbancario a un día, sirviendo como referencia para orientar los tipos de interés a corto plazo en el mercado monetario mayorista.

El BCE fija ambas tasas de manera discrecional, tratando de influir en los mercados financieros y establece así el margen por el que fluctúan los tipos de mercado.

Por tanto, a través del análisis de la serie del Euríbor, podemos analizar indirectamente las decisiones tomadas por el BCE respecto a los tipos de interés a lo largo del tiempo. En esta serie podemos hacer la misma distinción de periodos que en el gráfico de variaciones de M3.

En el primer periodo, las tasas crecen por la voluntad del BCE de controlar la inflación ante un contexto de crecimiento económico.

En el segundo periodo alcanzó su pico máximo en 2008 con el estallido de la crisis y la propagación generalizada de desconfianza entre unos bancos y otros, provocando una enorme contracción del crédito.

En el tercer periodo, el BCE adoptó una política de tipos de interés muy bajos y, en algunos casos, negativos para estimular la economía.

Con la llegada de la pandemia de COVID-19, el BCE continuó con su política de tipos bajos y expansión monetaria. Sin embargo, hacia 2021 y 2022, el contexto inflacionario global, exacerbado por la crisis energética y problemas en la cadena de suministro, llevó

al BCE a replantear su política monetaria. A partir de 2022, se observa el comienzo del aumento del Euribor, rompiendo su tendencia negativa.

Finalmente, en el último año y medio parece que las medidas tomadas por el BCE van de nuevo encaminadas a reducir los tipos al haber superado ya el episodio inflacionario en la eurozona

4. El Modelo ARDL y su Estimación

4.1 Introducción al modelo ARDL

Los modelos de Retardos Distribuidos fueron desarrollados y popularizados a finales de la década de 1990. Son una generalización de distintos modelos de series temporales que ya existían previamente, los modelos Autorregresivos AR(p) y los modelos de Retardos distribuidos DL(s) cuya fusión permite analizar relaciones dinámicas entre las variables tanto a corto plazo como a lo largo del tiempo y el efecto total o a largo plazo. Gracias a los economistas M. Hashem Pesaran y Yongcheol Shin, en su artículo *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*¹ (2001) se popularizaron porque desarrollan un contraste “Bound test” que marcó un antes y un después en el análisis de cointegración, ya que permitió su simplificación y una mayor flexibilidad al permitir utilizar variables integradas de orden 0 y 1. Gracias a ello ha ganado gran popularidad en los estudios económicos y aquellos relacionados con las ciencias sociales.

$$A(L)y_t = \delta + B(L)x_t + u_t$$

Siendo $A(L)$ y $B(L)$ los operadores de retardos de y_t y x_t , respectivamente.

Los modelos ARDL(p,s) se utilizan para estudiar el efecto de una o más variables exógenas sobre la endógena a lo largo del tiempo, cuando creemos que el efecto se extiende más de un periodo y que el efecto es gradual. Se sabe que un retardo de la variable endógena, como introdujo Koyck en su artículo *Distributed lags and investment analysis*, equivale a la inclusión de infinitos retardos de la exógena cuyo efecto sobre la endógena va decreciendo a una tasa de decrecimiento geométrico constante. Es decir, si

consideramos que los cambios en la variable exógena influyen durante un largo tiempo sobre la variable endógena, para evitar los posibles problemas de multicolinealidad, es preferible sustituir los infinitos retardos de la exógena por un primer y único retardo de la endógena.

Si no hay parte autorregresiva, el efecto de “x” sobre “y” dura “s” periodos, pero si hay parte autorregresiva, el efecto de las exógenas sobre la endógena dura infinitos periodos, aunque se diluye en el tiempo si el proceso es estable. La duración del efecto, que depende del valor del parámetro autorregresivo, lo podemos estimar con el Retardo Medio. Estos modelos nos permiten estudiar el comportamiento de la variable dependiente ante cambios en las exógenas tanto a corto como a largo plazo, asimismo como la trayectoria o evolución de dicho efecto a lo largo del tiempo, el cual debe ir diluyéndose si el modelo es estable. Dicha condición depende, una vez más del orden de integración de las variables, y en caso de no estacionariedad de si existe o no cointegración.

Que exista cointegración o no entre las variables, en caso de no ser estacionarias, condiciona el modelo que podemos estimar. Si existe Cointegración, podemos estimar el ARDL(p,s) para las variables en niveles, con su correspondiente especificación MCE, y si no existe cointegración entre las variables, solo nos queda la relación entre variables en incrementos, es decir, el MCE si la parte de Corrección del error

A continuación, vamos a estudiar las condiciones para que la estimación MCO del proceso ARDL sea consistente. Primero vamos a estudiar el orden de integración de las variables, si son estacionarias, podemos estimar el ARDL(p,s) sin problema. Si son no estacionarias, tenemos que estudiar si existe Cointegración entre las variables. Dicho estudio lo vamos a hacer tanto con la propuesta de Engle y Granger (1987), como con la propuesta de Pesaran et al. (2001). También estudiaremos si se cumple la hipótesis de exogeneidad de la variable independiente, en este caso el “Euribor”

4.2 Proceso de estimación y selección de retardos

4.2.1 Orden de Integración de las Variables M1, M2, M3 y Euribor

Para llevar a cabo el proceso de estimación primero nos conviene estudiar el orden de integración de las series debido a que:

- No resulta adecuado aplicar el modelo ARDL a series integradas de orden 2.
- Si las variables que intervienen en el modelo son no estacionarias I(1), para poder relacionarlas en niveles en una regresión como en el modelo ARDL(p,s) deben estar cointegradas.
- Si son no estacionarias I(1) y no están cointegradas tendremos que estimar el modelo en incrementos de las variables

Para hallar el orden de integración de las series, utilizaremos el contraste de Dickey-Fuller aumentado. Se trata de una prueba estadística utilizada para concluir, con un margen de error, si una serie de tiempo es estacionaria o tiene una raíz unitaria. El ADF es una extensión de la prueba original, DF, que permite trabajar con series con autocorrelación de orden superior. La presencia de una raíz unitaria en una serie de tiempo indica que ésta tiene una tendencia estocástica, es decir, que no es estacionaria en varianza, la cual crece en el tiempo. Otra consecuencia de la no estacionariedad es que los shocks o perturbaciones en la serie pueden tener efectos permanentes.

Para realizar correctamente la prueba se tiene que asegurar que se utiliza la regresión correcta. Esta dependerá de si se identifica correctamente el proceso generador de datos que hay detrás de la serie temporal. Consideramos los siguientes 3 tipos de PGD:

PGD sin elementos determinísticos

$$\Delta y_t = \phi_1^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t$$

PGD con constante

$$\Delta y_t = \delta + \phi_1^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t$$

PGD con constante y tendencia

$$\Delta y_t = \delta + \alpha t + \phi_1^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t$$

Dichos modelos son transformación de un AR(p) donde $\phi_1^* = (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p - 1)$. De forma que, si la suma de los parámetros autorregresivos es uno, no se cumple la estacionariedad.

El gráfico de las series, junto a los contrastes de media nula y rango-media nos permiten dictaminar si el contraste ADF debe realizarse con constante y/o tendencia. Para el contraste de media nula y rango media la hipótesis nula es pendiente y media iguales a cero, respectivamente.

Por otro lado, analizando el correlograma de la serie temporal, se puede establecer el número de retardos que se deben incluir en el contraste ADF para eliminar la autocorrelación de los residuos, que será igual a la cantidad de coeficientes de autocorrelación significativos.⁵

La hipótesis nula del contraste ADF es que la serie tiene una raíz unitaria, que implica no estacionariedad. La hipótesis alternativa indica que la serie es estacionaria.

$$H_0: \phi_1^* = 0 \quad y_t \sim I(1)$$

$$H_1: \phi_1^* < 0 \quad y_t \sim I(0)$$

$$t_{ADF} = \frac{\hat{\phi}_1^*}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1^*}}$$

El estadístico es el pseudo t-ratio del coeficiente asociado al primer retardo de la serie y_t que aparece en el lado derecho de la ecuación (es decir, de y_{t-1}). El estadístico no sigue una distribución estándar, sino que hay que buscar los valores críticos en Fuller (1979)

Si la hipótesis nula no es rechazada se deberá diferenciar la serie e iterar el proceso hasta que la hipótesis nula sea rechazada. No se miran órdenes de Integración mayor que dos. Con lo cual el proceso concluye, si fuese necesario, en el contraste I(2) frente a I(1).

El nivel de significatividad con el que se va a trabajar es del 95%

4.2.2 Contrastes de raíz unitaria

[Euríbor a 6 meses](#)

La variable Euríbor a 6 meses presenta 16 coeficientes de autocorrelación significativos por lo que utilizaremos 16 retardos para el contraste ADF (presenta un decrecimiento lento con valores próximos a la unidad, indicativo de serie no estacionaria. La selección del número de retardos de la endógena en el contraste ADF se hará con el criterio AIC). El contraste de rango media arroja un p-valor inferior al 5%, por lo que rechazamos la

hipótesis nula de que no tiene pendiente, y el contraste de [media nula](#) también arroja un p-valor menor al 5%, por lo que rechazamos la hipótesis nula de media igual a cero.

$$H_0: Euribor \sim I(1)$$

$$H_1: Euribor \sim I(0)$$

por tanto, el modelo para el contraste ADF llevará constante, tendencia y hasta un máximo de dieciséis retardos.

$$\tau_\tau = -2,15417, \text{ pvalor} = 0,5148 > 0.05 \rightarrow \text{No rechazo } H_0 \rightarrow Euribor \sim I(1)$$

El p-valor del contraste es superior al 5%, así que no podemos rechazar la hipótesis nula del ADF. La serie es, al menos, integrada de orden 1.

Se procede a diferenciar la serie y repetimos el proceso para la serie diferenciada. Esta vez los contrastes de rango-media y tendencia arrojan que no podemos rechazar la hipótesis nula al 95% de significatividad por lo que no hay tendencia ni constante en el PGD. El correlograma arroja 16 coeficientes de autocorrelación significativos, que serán seleccionados para la prueba ADF

$$H_0: Euribor \sim I(2)$$

$$H_1: Euribor \sim I(1)$$

$$\tau_\tau = -5.08262, \text{ pvalor} = 5.019e - 07 < 0.05 \rightarrow \text{Rechazo } H_0 \rightarrow Euribor \sim I(1)$$

Se realiza el contraste ADF y el p-valor arrojado no supera el 5%, por tanto, rechazamos la hipótesis nula y finalizamos el proceso. De esta forma la serie Euribor a 6 meses es integrada de orden 1.

Oferta Monetaria

En primera instancia, las variables M1, M2 y M3 son transformadas a logaritmos para tratar evitar problemas de no normalidad de los residuos, varianza no constante y mejorar la interpretación de los resultados.

Se procede a estimar la misma secuencia de contrastes utilizados con la variable Euribor para determinar el orden de integración de las series de agregados monetarios. Los resultados se presentan en las siguientes tablas:

LnM1

Tabla 2. Contrastes para la variable LnM1 de rango-media, media nula y correlograma

Serie original				Serie diferenciada		
	Rango-media	Media nula	FAC	Rango-media	Media nula	FAC
Valor de contraste (p-valor)	-0.009 (0.52)	35.38 ($1.3 \cdot 10^{-99}$)	16 Coef. Signif.	0.977 (0.094)	13,152 ($7.2 \cdot 10^{-31}$)	16 Coef. Signif.

Al nivel de significatividad del 5%, concluimos que la serie no tiene pendiente pero la media es distinta de 0. Incluiremos una constante en la prueba ADF

Al nivel de significatividad del 5%, concluimos que la serie diferenciada no tiene pendiente pero la media es distinta de 0. Incluiremos una constante en la prueba ADF

Ln M2

Tabla 3. Contrastes para la variable LnM2 de rango-media, media nula y correlograma

Serie original				Serie diferenciada		
	Rango-media	Media nula	FAC	Rango-media	Media nula	FAC
Valor de contraste (p-valor)	-0.025 (0.104)	763.28 (0)	16 Coef. Signif.	-0.701 (0.055)	19.58 ($9.5 \cdot 10^{-54}$)	16 Coef. Signif.

Al nivel de significatividad del 5%, concluimos que la serie no tiene pendiente pero la media es distinta de 0. Incluiremos una constante en la prueba ADF

Al nivel de significatividad del 5%, concluimos que la serie no tiene pendiente pero la media es distinta de 0. Incluiremos una constante en la prueba ADF

LnM3

Tabla 4. Contrastes para la variable LnM3 de rango-media, media nula y correlograma

Serie original				Serie diferenciada		
	Rango-media	Media nula	FAC	Rango-media	Media nula	FAC
Valor de contraste (p-valor)	-0.026 (0.146)	868.08 (0)	16 Coef. Signif.	0.225 (0.525)	15.97 ($6.7 \cdot 10^{-41}$)	16 Coef. Signif.

Al nivel de significatividad del 5%, concluimos que la serie no tiene pendiente pero la media es distinta de 0. Incluiremos una constante en la prueba ADF

Al nivel de significatividad del 5%, concluimos que la serie no tiene pendiente pero la media es distinta de 0. Incluiremos una constante en la prueba ADF

Se realiza el contraste ADF aplicando los resultados obtenidos:

Tabla 5. Contraste ADF para las 3 variables originales y en diferencias

	DFA $H_0: I(1)$ $H_a: I(0)$	$H_0: I(2)$ $H_a: I(1)$
<i>LnM1</i>	<u>-1.6939 pvalor=0.43</u>	<u>-3.67 pvalor=0.004</u>
<i>lnM2</i>	<u>-1.706 pvalor=0.42</u>	<u>-2.89 pvalor=0.04</u>
<i>lnM3</i>	<u>-1.286 pvalor=0.63</u>	<u>-3.003 pvalor=0.03</u>

Para las 3 series originales de las variables estudiadas, el p-valor del contraste ADF es superior al 5%, lo que nos lleva a no rechazar la hipótesis nula de al menos una raíz unitaria. Las series son al menos integradas de orden 1. Al diferenciar las series y proceder de la misma manera, el p-valor arrojado por el contraste ADF es inferior al 5% para todas las variables, lo que nos lleva a rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Por lo tanto, tenemos 3 series integradas de orden 1 y finaliza el proceso.

4.2.3 Cointegración

La cointegración significa que existe una relación de equilibrio, a largo plazo, entre las variables, lo cual se da si los residuos de la relación de cointegración son estacionarios. Econométricamente, de acuerdo a la propuesta de Engle y Granger (1987) si existe cointegración, la estimación MCO de la relación en niveles entre las variables, será superconsistente (los estimadores convergen a su verdadero valor a mayor velocidad).

Por el contrario, si estimamos una regresión entre variables $I(1)$ y los residuos no son estacionarios, sino que son también $I(1)$, no existe cointegración y entonces la estimación MCO es inconsistente, y se dice que es una “regresión espúrea”, sin valor económico.

Para que exista dicha relación de equilibrio, y bajo la propuesta de Engle y Granger (1987), es necesario que los residuos de la relación de cointegración sean estacionarios. Para que se de esta relación todas las variables deben tener el mismo orden de integración.

En nuestro estudio, tanto el “Euribor” como M1, M2 y M3 son variables $I(1)$ por lo que se procede a estudiar si existe una posible relación de cointegración entre ellas.

El resultado que se obtenga condiciona si debemos trabajar con niveles o diferencias de las variables y, en consecuencia, el tipo de modelo a utilizar. Aunque este paso no es estrictamente necesario, ya que los modelos ARDL permiten detectar los vectores de cointegración y la transformación lineal a un modelo MCE. Es decir, podemos utilizar un contraste alternativo a Engle y Granger, que es el propuesto por Pesaran et al (2001) que estudiaremos posteriormente.

El contraste de Engle-Granger. consiste en estimar por MCO la relación a largo plazo entre ambas variables

$$\ln(M_t) = (\beta_1 + \beta_2 t_t) + \beta_3 euribor_t + u_t$$

y aplicar el contraste de raíz unitaria a los residuos de la regresión

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum \delta_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \alpha = 0; \varepsilon_t \sim I(1); \text{ No existe Cointegración}$$

$$H_1: \alpha < 0; \varepsilon_t \sim I(0); \text{ Existe Cointegración}$$

Obtenemos el estadístico del pseudo t-ratio para el parámetro “ α ” y comparamos con el valor crítico obtenido de Mackinnon(1991)

Si no rechazamos la hipótesis nula significa que la serie de residuos no es estacionaria y por tanto no existe cointegración.

El valor-p arrojado es superior al 5% por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula. La serie de los residuos no es estacionaria y, por tanto, no existen relaciones de cointegración. Se debe trabajar con las variables en incrementos

Los resultados se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 6. Contraste de cointegración para los tres agregados monetarios respecto a Euríbor

	<i>Engle y Granger</i> <i>Ho: $u \sim I(1)$ Ha: $u \sim I(0)$</i>
<i>LnM1</i>	<u><i>-0.98 pvalor=0.90</i></u>
<i>lnM2</i>	<u><i>-0.81 pvalor=0.93</i></u>
<i>lnM3</i>	<u><i>-0.64 pvalor=0.94</i></u>

En conclusión, como nuestras variables son no estacionarias y no están cointegradas, vamos a trabajar con las variables en incrementos. Para decidir con qué variable trabajar, primero realizaremos estimaciones de un modelo MCE para cada una de las variables, y a continuación, comprobar si existen relaciones de cointegración con la prueba de límites de Pesaran

El contraste de Cointegración “Bounds Test” o “Prueba de Límites”, lo presentaremos posteriormente.

4.2.4 Exogeneidad

EL modelo ARDL se caracteriza porque es un modelo uniecuacional donde solo hay una variable considerada endógena y el resto son consideradas exógenas. Además, se añaden retardos de ambas variables. Nosotros vamos a trabajar con una única variable considerada exógena, el Euríbor.

Para que la estimación MCO del modelo sea consistente, los regresores del modelo han de cumplir la hipótesis de exogeneidad. En este modelo en concreto, ARDL(p,s)

tendremos como regresores la exógena (Euríbor), sus “s” primeros retardos, y los “p” primeros retardos de la endógena (M1, M2 o M3).

La exogeneidad del Euríbor respecto de la Oferta Monetaria, la vamos a estudiar previamente a la estimación del modelo ARDL, a partir del concepto de “Causalidad” en el sentido de Granger (1969).

Vamos a considerar que el regresor “Euríbor” cumplirá la hipótesis de exogeneidad si los valores pasados de los agregados monetarios no contribuyen a “predecir” valores futuros del Euríbor. Entonces diremos que la Oferta Monetaria no causa (en el sentido de Granger) al Euríbor, y por tanto el Euríbor cumple exogeneidad

La prueba de exogeneidad de Granger consiste en estimar por MCO una regresión entre la variable exógena y la dependiente con la siguiente forma:

$$x_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \sum_{k=1}^p \gamma_k x_{t-k} + u_t$$

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0$$

H_0 : La variable Y no causa a x_t . x_t es un regresor exógeno

Siendo la diferencia de euríbor a 6 meses la variable x y la diferencia de logaritmos neperianos de los agregados monetarios, la variable y.

No aparece ningún regresor contemporáneo y de esa forma captamos el concepto de “predicción”. Utilizaremos p=18 retardos para cubrir al menos un ciclo completo y medio de nuestras series, dado que son de datos mensuales.

Tabla 7. Contraste de exogeneidad de Granger para los agregados monetarios respecto a Euríbor

	<p><i>Granger</i></p> <p>$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$</p> <p>$H_0$: La variable Y no causa a x_t. x_t es un regresor exógeno</p>
<i>Diff LnM1</i>	<u>1.51 pvalor=0.08</u>
<i>Diff lnM2</i>	<u>1.38 pvalor=0.13</u>
<i>Diff lnM3</i>	<u>0.82 pvalor=0.66</u>

El contraste F de no significatividad conjunta arroja un p-valor superior al 5% por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula. La prueba concluye que las variables Tasa de crecimiento de M1, M2, M3 no causan a la variable Incremento del Euríbor, por lo que son regresores que cumplen la hipótesis de “Exogeneidad”.

Debemos tener en cuenta que para que la estimación MCO sea consistente, los “p” retardos de la variable endógena, Tasa de crecimiento del agregado monetario, también debe cumplir la hipótesis de exogeneidad en sentido débil, lo cual se cumplirá, al ser un modelo dinámico, si los residuos del modelo ARDL no presentan autocorrelación. Ese aspecto lo tendremos que revisar en el momento de la estimación de dicho modelo.

En conclusión, podremos estimar el modelo ARDL(p,s) por MCO consistentemente siempre y cuando no haya autocorrelación en los residuos del modelo. Si fuera el caso, la solución estaría en incrementar “p”, el número de retardos de la Tasa de Crecimiento del agregado monetario.

La selección inicial de retardos “p” y “s” dependerá de los valores de los criterios de información. Una vez realizados estos pasos y comprendida la lógica del modelo, se procede a la formulación del modelo

4.3 Formulación del modelo ARDL

En base a los resultados obtenidos en el apartado anterior, deberemos formular un modelo ARDL (p,s) con las variables LnM1, LnM2 o LnM3 en diferencias y euríbor a 6 meses en diferencias, donde el agregado monetario será la variable dependiente y el euríbor será la variable independiente. El modelo tendrá la siguiente forma:

$$A(L)\Delta \ln M_t = \delta + B(L)\Delta \text{euríbor}_t + u_t$$

Siendo $A(L)$ y $B(L)$ los operadores de retardos de y_t y x_t , respectivamente. Se utilizará un retardo de la variable endógena para evitar los posibles problemas de multicolinealidad. En cuanto a la variable exógena, nos basamos en el criterio de información de Akaike para seleccionar los retardos del modelo. Este arroja un valor menor para “s = 1” retardos de la variable exógena.

Sin embargo, antes de trabajar con las variables en incrementos, vamos a estudiar si existe Cointegración en el ARDL(p,s) para las variables en niveles utilizando el Contraste de Límites de Pesaran.

4.3.1 Resultados y diagnóstico del modelo

Hemos presentado previamente el modelo ARDL, el cual tiene una representación de Modelo de Corrección del error. El artículo de Pesaran et al. (2001) presenta los valores críticos del estadístico F que permite contrastar si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables, es decir, una relación de equilibrio entre las variables en niveles sin necesidad de estudiar previamente el orden de integración de las variables y si existe o no cointegración.

Un modelo ARDL se puede estimar por MCO, pero si la perturbación aleatoria presenta autocorrelación, al ser modelos dinámicos, probaremos incrementando “p”, si no se corrigiera se deben estimar por variables instrumentales.

Realizamos la regresión anteriormente definida y para comprobar si presenta autocorrelación en los residuos vamos a calcular el estadístico de contraste de Ljung-Box. Se trata de un contraste de significatividad conjunta de los doce primeros coeficientes de la FAC de la serie de residuos estimados, y que tiene la siguiente forma:

$$H_0: \rho_u(1) = \dots = \rho_u(12) = 0$$

$$Q^* = T(T+2) \sum_{j=1}^M \frac{r_j^2(\hat{u}_t)}{(T-j)} \sim \chi^2(M-k)$$

si $Q^ < \chi^2_{\varepsilon}(M-k)$ no existe autocorrelación*

si $Q^ > \chi^2_{\varepsilon}(M-k)$ existe autocorrelación*

Donde k es el número de parámetros del modelo estimado

Aunque nosotros hemos realizado ese estudio previo y hemos concluido que no existe cointegración, vamos a estimar una ARDL(p,s) en su versión MCE y directamente vamos a aplicar el contraste de Límites de Pesaran al modelo de corrección del error entre la oferta Monetaria y el Euribor tal como mostramos a continuación:

Modelo en niveles:

$$\ln M_t = \mu_0 + \mu_1 t_t + \beta_0 \text{euribor}_t + \sum_{i=1}^3 \beta_i \text{euribor}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \phi_i \ln M_{t-i} + u_t$$

Estimando su versión MCE:

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & \mu_0 + \mu_1 t_t + \beta_0 \Delta \text{euribor}_t + \phi^* \ln M_{t-1} + \theta \text{euribor}_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \phi_i \Delta \ln M_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta \text{euribor}_{t-i} + u_t \end{aligned}$$

El número de retardos incluidos se ha obtenido minimizando el criterio de información AIC, y garantizando que no existe autocorrelación en los residuos con el estadístico Ljung-Box.

Ho: No cointegración $\phi^* = 0 \quad \theta = 0$

H1: No Ho.

El estadístico utilizado es el “F” de restricciones lineales y los valores críticos están tabulados en Pesaran et. Al (2001).

- Si el estadístico $F > \text{Límite Superior} \rightarrow \text{Rechazamos la Hipótesis nula}$
- Si el estadístico $F < \text{Límite Inferior} \rightarrow \text{No Rechazamos la Hipótesis nula}$
- Si el estadístico $F: \text{Lim}_I < F < \text{Lim}_S \rightarrow \text{Contraste Inconcluso}$

Tabla 8. Estadístico F del Contraste de Ho: No Cointegración de Pesaran et al (2001)

Variable endógena	Caso III, k=1 (4,94 5.73)	Caso V, k=1, (6,56 7.30)
lnM1	7.81 > 5.73 rechazo Ho	<u>6.67 Inconcluso</u>
lnM2	<u>1.95 < 4.94 No rechazo Ho</u>	<u>1.69 < 6.56 No rechazo Ho</u>
lnM3	<u>1.48 < 4.94 No rechazo Ho</u>	<u>3 < 5.56 No rechazo Ho</u>

En ambos modelos estudiados, solo con constante no restringida (Caso III), o con constante y tendencia no restringida (Caso V), no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración para M2 y para M3. Los resultados corroboran los obtenidos con el Contraste de Engle y Granger.

En función de las pruebas realizadas en apartados anteriores, el modelo que estudiaríamos para ambas variables sería el modelo anterior, MCE pero sin la parte de Corrección del error, es decir, simplemente, la relación de las variables en incrementos, la relación a corto plazo.

$$\Delta \ln M2_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_1 \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i \Delta \text{Euribor}_{t-i} + u_t$$

$$\Delta \ln M3_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_1 \Delta \ln M3_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i \Delta \text{Euribor}_{t-i} + u_t$$

Sin embargo, para M1, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración si ponemos constante no restringida (CASO III). Por tanto, $\ln M1$ y Euribor, sí que mantienen una relación de equilibrio a Largo plazo de acuerdo con el contraste de “Prueba de Límites” de un ARDL.

$$\Delta \ln M1_t = \mu + \alpha_0 \ln M1_{t-1} + \theta \text{Euribor}_t + \sum_{i=1}^3 \alpha_1 \Delta \ln M1_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \beta_i \Delta \text{Euribor}_{t-i} + u_t$$

Si nos fijamos en la significatividad de los coeficientes " β_i " conjuntamente en regresión con endógena M2 y M3:

$$\text{M2: } H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \rightarrow F = 1.26 \text{ } p\text{valor} = 0.29 > 0.05$$

$$\text{M3: } H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \rightarrow F = 1.18 \text{ } p\text{valor} = 0.32 > 0.05$$

Por lo que para las variables M2 y M3, todos los retardos del Euribor y el Euribor en el periodo contemporáneo no resultan relevantes. Lo mejor sería plantear un modelo ARI(3,1) sin que resulte relevante el tipo de interés Euribor a 6 meses en la evolución de las variables Tasas de crecimiento de M2 y M3

A continuación, vamos a estudiar el efecto del euríbor sobre M1 con un modelo ARDL(3,s) .

4.3.2 Interpretación de los coeficientes

Modelo MCE

El modelo finalmente estimado para estudiar el efecto del Euribor sobre la Oferta Monetaria, eliminando los parámetros no significativos se presentan en la tabla XX, en su versión Modelo de Corrección del Error:

$$\Delta \ln M1_t = \mu + \alpha_0 \ln M1_{t-1} + \theta \text{Euribor}_{t-1} + \sum_{i=1,3} \alpha_i \Delta \ln M1_{t-i} + \sum_{i=0,2} \beta_i \Delta \text{Euribor}_{t-i} + u_t$$

Los resultados del modelo estimado aparecen en la tabla 12.

Tabla 9: [Modelo MCE para LnM1](#)

Regresor	Estimador MCO	pvalor
μ	0.06349	0.002
$\ln M1_{t-1}$	-0.00374	0.005
Euribor_{t-1}	-0.0011	0.003
$\Delta \ln M1_{t-1}$	0.209	0.005
$\Delta \ln M1_{t-3}$	0.107	0.074
$\Delta \text{Euribor}_t$	-0.00527	0.086
$\Delta \text{Euribor}_{t-2}$	-0.00525	0.099
Contraste de Ljung Box	LB(12 - 7) = 12.09	0.44
Contraste de Breusch Godfrey	B_G(12) = 12.33	0.42
Contraste de Cointegración Pesaran 5%, caso III	$F_{\alpha_0=\theta=0} = 7.86$	VC: (4.94; 5.73)
Coefic. Determinación	31.5%	

El objetivo de este apartado es tratar de medir el efecto de incrementos de los regresores exógenos sobre la endógena tanto a corto como a largo plazo, a través de lo que vamos a llamar “multiplicadores”.

Como el modelo estimado está expresado como un MCE, recogemos en el parámetro “ θ^* ” el efecto a total de un incremento unitario del euríbor sobre M1. En este caso $\theta^* = -\theta/\alpha_0 = -0.29$.

La interpretación del efecto a largo plazo, es qué si Euribor aumenta un punto porcentual, M1 disminuye un 29% aproximado. Mientras que el efecto impacto de un incremento de un 1% del Euribor sobre M1, es que disminuye un $\beta_0 = 0.11\%$.

Por último, la velocidad del ajuste lo indica el coeficiente “ $-\alpha_0$ ” = 0.0037. Como está muy próximo a cero, indica que la velocidad es muy lenta y que el efecto dura muchos periodos, lo cual se debe a que las variables son I(1), a pesar de la existencia de cointegración y, por tanto, los shocks les afectan de manera permanente.

Modelo en incrementos

Dado que con el contraste de cointegración de Engle y Granger arroja que no existe cointegración tampoco para la variable M1, vamos a estimar un Modelo ARDL(p,s) para la Tasa de crecimiento de la oferta monetaria en función del incremento del euríbor.

Los valores de “p” y “s” los hemos seleccionado de acuerdo a tres criterios: Ausencia de autocorrelación en los residuos de la relación, minimización del criterio AIC y significatividad de los coeficientes. Los valores elegidos son ARDL(4,2) siendo nulos por restricción a priori, los coeficientes del polinomio de retardos distribuidos, contemporáneo y primer retardo. El resultado del modelo finalmente estimado es:

$$\Delta \ln M1_t = \mu + \sum \alpha_i \Delta \ln M1_{t-i} + \beta_2 \Delta \text{euribor}_{t-2} + u_t \quad \forall i = 1,3,4$$

Tabla 10. [Modelo ARDL en incrementos para LnM1](#)

Regresor	Estimador MCO	p-valor
μ	0.0024	$1,94e - 05$
$\Delta \ln M1_{t-1}$	0.2604	$1,23e - 05$
$\Delta \ln M1_{t-3}$	0.1598	0,0071
$\Delta \ln M1_{t-4}$	0.1479	0,0140

$\Delta Euribor_{t-2}$	-0.0092	0.0007
Contraste de Ljung Box	LB(12 - 7) = 11.10	0.52
Contraste de Breusch Godfrey	B_G(12) = 13.55	0.33
Coefic. Determinación	28.5%	

Para interpretar el efecto de los cambios en el Euribor sobre la tasa de crecimiento de M1, expresamos el modelo como un modelo de retardos distribuidos de orden infinito. El efecto de los multiplicadores sale:

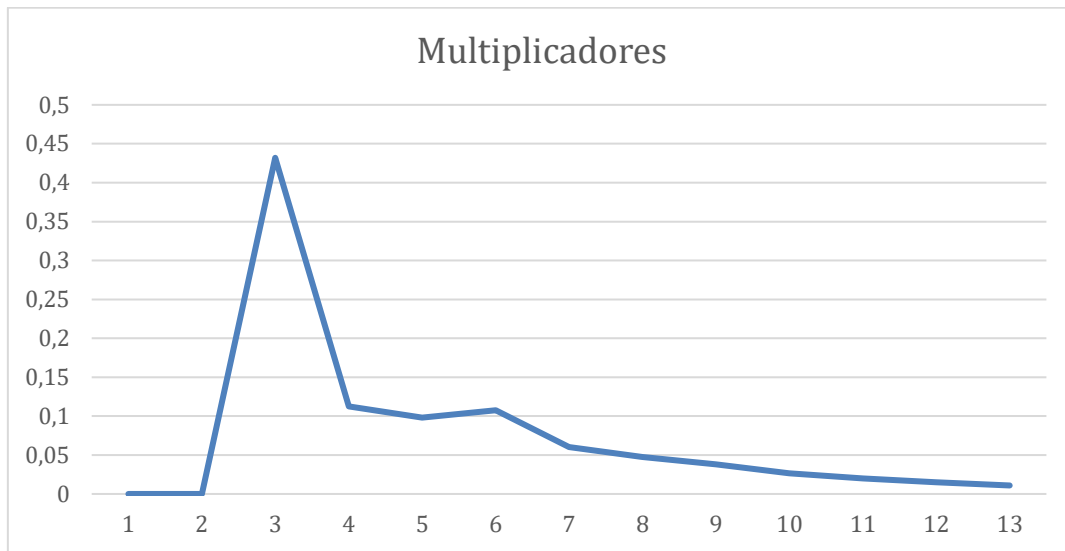


Figura 5: Efecto del Euribor sobre la Tasa de Crecimiento de M1

Obviamente, como hemos impuesto, por no salir significativos, que los coeficientes del Euribor contemporáneo y el primer retardo son nulos, el efecto empieza a manifestarse dos periodos después del incremento, es decir, dos meses después.

El efecto total del Euribor sobre la Tasa de crecimiento, es -0.2137. Es decir, si el Euribor aumenta un 1%, la tasa de crecimiento disminuye un 21,37% (cambio absoluto de la tasa, no relativo). Su cálculo se obtiene, valorando en L=1 la versión de la forma reducida del modelo:

$$Efecto\ Total = \frac{-\beta_2}{(1 - \alpha_1 - \alpha_3 - \alpha_4)} = -0.2137$$

Finalmente, el Retardo Medio, es decir el tiempo que tarda en manifestarse el efecto (ponderando por el peso relativo del efecto en cada periodo) casi cuatro meses y medio:

$$Retardo Medio = \sum t \cdot \frac{Efecto por periodo}{Efecto Total} = 4.36 meses$$

5. Conclusiones

En el presente análisis, se ha explorado la relación entre la oferta monetaria M1 y los tipos de interés utilizando dos enfoques econométricos distintos: la prueba de cointegración de Pesaran, que encontró evidencia de cointegración, y la prueba de cointegración de Engle y Granger, que no mostró una relación de cointegración entre las variables

Estos resultados sugieren que, dependiendo de la metodología utilizada, la relación entre M1 y los tipos de interés puede variar, destacando la importancia de la elección del modelo en el análisis de este tipo de variables económicas. Los hallazgos obtenidos se presentan a continuación, junto con algunas reflexiones sobre las implicaciones de estos resultados para la política monetaria:

El análisis basado en la prueba de cointegración de Pesaran reveló una relación de largo plazo entre los tipos de interés y la oferta monetaria M1, lo que implica que ambas variables se mueven juntas en el tiempo, a pesar de las fluctuaciones a corto plazo. La existencia de cointegración sugiere que los tipos de interés tienen un efecto persistente sobre la oferta monetaria M1 a largo plazo. Los coeficientes negativos encontrados para el Euríbor en el modelo MCE, indican que la relación entre los tipos de interés y M1 es inversa: cuando los tipos de interés aumentan, la oferta monetaria M1 tiende a disminuir. Esto es consistente con la teoría monetaria, que sugiere que un aumento en los tipos de interés reduce la oferta de dinero, ya que los tipos más altos desincentivan el crédito y las transacciones financieras. Este tipo de relación resulta relevante para la política monetaria, ya que un aumento en los tipos de interés puede llevar a una reducción de la oferta monetaria M1, lo que restringe la cantidad de dinero disponible en la economía.

Al contrario, el contraste de Engle y Granger realizado en el análisis no mostró evidencia de cointegración entre los tipos de interés y la oferta monetaria M1, por lo que no podemos decir que existe una relación de largo plazo entre ambas variables bajo este

enfoque. Este resultado puede deberse a las diferencias estadísticas de cada prueba. Mientras que el modelo MCE se basa en la idea de que las variables cointegradas están relacionadas de manera estable a largo plazo, el modelo ARDL permite estimar las relaciones en presencia de variables no cointegradas. Aun así, el modelo ARDL sigue siendo útil para analizar los efectos dinámicos de corto plazo, permitiendo entender cómo los cambios en los tipos de interés afectan a la tasa de crecimiento de la oferta monetaria M1 en un horizonte temporal más breve.

Para el resto de agregados monetarios considerados, como M2 y M3, no se encontró evidencia de cointegración con los tipos de interés. Esto sugiere que, a diferencia de M1, los agregados monetarios más amplios no presentan una relación estable a largo plazo con los tipos de interés, lo cual puede deberse a la naturaleza más compleja de estas variables. M2 y M3 incluyen elementos adicionales que podrían estar influenciados por factores económicos y financieros diferentes a los que afectan a M1, como las reservas fraccionarias y la concesión de crédito mencionadas durante el trabajo, lo que podría dificultar que exista una relación a largo plazo con los tipos de interés.

Los modelos estimados nos muestran la dinámica de los efectos entre las variables, demostrando que las políticas monetarias no tienen un impacto inmediato, sino que los efectos se distribuyen a lo largo del tiempo. En la práctica, un cambio en la oferta monetaria M1 podría conllevar un ajuste gradual en los tipos de interés, y no necesariamente una respuesta instantánea, incluso una respuesta permanente en el caso del MCE.

Este aspecto dinámico es crucial para la política monetaria, ya que las decisiones del banco central, como las relacionadas con la expansión o contracción monetaria, pueden tener efectos rezagados que deben ser considerados al formular la política monetaria. Esto obliga a los bancos centrales a tener en cuenta tanto los efectos actuales como las expectativas futuras.

Desde un punto de vista práctico, estos hallazgos tienen implicaciones importantes para la gestión de la política monetaria. Por ejemplo, un banco central podría utilizar la reducción de los tipos de interés para estimular el crédito, el consumo y la inversión, y dispondría de una estimación de qué ocurrirá con el dinero disponible en la economía. De esta forma se puede prever hacia dónde se dirigen los agregados monetarios y, por tanto, posiblemente la inflación.

Por otro lado, la relación inversa entre los tipos de interés y la oferta monetaria M1 implica que un aumento en los tipos de interés podría reducir la oferta monetaria M1, lo que limitaría la cantidad de dinero en circulación y podría ayudar a controlar las presiones inflacionarias.

Aunque los modelos utilizados no muestran la misma relación, el análisis demuestra que el uso de los tipos de interés como herramienta de la política monetaria puede tener efectos sustanciales sobre la oferta monetaria M1 y, por tanto, sobre la actividad económica. Las implicaciones de estos resultados son relevantes para los bancos centrales en su diseño de políticas para gestionar la inflación, estimular el crecimiento y mantener la estabilidad económica en general.

Por último, la estimación del modelo ARDL para las variables M2 y M3 no muestra evidencia de que el tipo de interés sea estadísticamente significativo en la medición de los agregados monetarios a corto plazo. Esto, sumado a los resultados de cointegración, sugiere que no existe ninguna relación entre ambas variables.

6. Bibliografía

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Fuller, W. A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431

Granger, C. W. J. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica*, 37(3), 424-438

MacKinnon, J. G. (1991). *Critical Values for Cointegration Tests*. En R. F. Engle y C. W. J. Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (pp. 267-276). Oxford University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Koyck, L. M. (1954). *Distributed lags and investment analysis*. North-Holland Publishing Company.

Banco de España. (n.d.-a). *¿Cómo actúa la política monetaria?* Banco de España. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.bde.es/wbe/es/areas-actuacion/politica-monetaria/preguntas-frecuentes/politica-monetaria-y-estabilidad-precios/como-actua-politica-monetaria.html>

Fondo Monetario Internacional. (2023). *Monetary policy and central banking*. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.imf.org/es/About/Factsheets/Sheets/2023/monetary-policy-and-central-banking>

Banco Central Europeo. (n.d.-a). *Operational framework*. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omo/html/index.es.html>

Banco de España. (n.d.-b). *¿Cuáles son los instrumentos de política monetaria del BCE?* Banco de España. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.bde.es/wbe/es/areas-actuacion/politica-monetaria/politica-monetaria-area-euro/cuales-son-los-instrumentos-de-politica-monetaria-del-bce/>

Banco de España. (n.d.-c). *¿Qué es la política monetaria?* Banco de España. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.bde.es/wbe/es/areas-actuacion/politica-monetaria/preguntas-frecuentes/politica-monetaria-y-estabilidad-precios/que-es-politica-monetaria.html>

Banco de España. (n.d.-d). *¿Cuáles son los tipos de interés oficiales del BCE?* Banco de España. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.bde.es/wbe/es/areas-actuacion/politica-monetaria/politica-monetaria-area-euro/tipos-interes-bce/cuales-son-los-tipos-de-interes-oficiales-del-bce.html>

Banco Central Europeo. (n.d.-b). *Decisions on monetary policy*. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.ecb.europa.eu/mopo/decisions/html/index.es.html>

Banco de España. (n.d.). *¿Cómo se crea el dinero?* Banco de España. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.bde.es/wbe/es/areas-actuacion/politica-monetaria/preguntas-frecuentes/definicion-funciones-del-dinero/como-se-crea-el-dinero.html>

Investopedia. (2025). *Money supply*. Investopedia. Recuperado el 10 de enero de 2025, de <https://www.investopedia.com/terms/m/moneysupply.asp>

Banco de España. *¿Qué son las facilidades permanentes?* Banco de España. Recuperado el 10 de enero de 2025 <https://www.bde.es/wbe/es/areas-actuacion/politica-monetaria/politica-monetaria-area-euro/tipos-interes-bce/que-son-las-facilidades-permanentes-.html>

European Central Bank. *Euribor a 6 meses*. Recuperado de https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR6MD_.HSTA

European Central Bank. *M1: Monetary aggregate*. Recuperado de <https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/BSI/BSI.M.U2.Y.V.M10.X.1.U2.2300.Z01.E>

European Central Bank. *M2: Monetary aggregate*. Recuperado de <https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/BSI/BSI.M.U2.Y.V.M20.X.1.U2.2300.Z01.E>

European Central Bank. *M3: Monetary aggregate*. Recuperado de <https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/BSI/BSI.M.U2.Y.V.M30.X.1.U2.2300.Z01.E>

Eurostat. *IPCA: Índice de Precios de Consumo Armonizado*. Recuperado de https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/prc_hicp_midx/default/table?lang=en&category=prc.prc_hicp

7. Anexos

1.- Contraste de media nula Euríbor

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
Tamaño muestral: n = 273
Media muestral = 1.46318, desv. típica = 1.67283
Estadístico de contraste: $t(272) = (1.46318 - 0)/0.101244 = 14.452$
Valor p a dos colas = 1.622e-35
(a una cola = 8.111e-36)

2.- Contraste de rango-media Euríbor

Estadísticos de rango-media para euribora6meses
Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:01 - 2002:12	0.734000	3.35188
2003:01 - 2003:12	0.673800	2.30727
2004:01 - 2004:12	0.198800	2.14811
2005:01 - 2005:12	0.493400	2.23539
2006:01 - 2006:12	1.13870	3.23388
2007:01 - 2007:12	0.929700	4.35196
2008:01 - 2008:12	1.85370	4.71648
2009:01 - 2009:12	1.54580	1.43730
2010:01 - 2010:12	0.316600	1.08131
2011:01 - 2011:12	0.564600	1.63575
2012:01 - 2012:12	1.18090	0.827025
2013:01 - 2013:12	0.0711000	0.336383
2014:01 - 2014:12	0.253400	0.308967
2015:01 - 2015:12	0.192100	0.0538750
2016:01 - 2016:12	0.157100	-0.164200
2017:01 - 2017:12	0.0388000	-0.259700
2018:01 - 2018:12	0.0341000	-0.266233
2019:01 - 2019:12	0.174800	-0.302208
2020:01 - 2020:12	0.375500	-0.364267
2021:01 - 2021:12	0.0316000	-0.523367
2022:01 - 2022:12	3.08760	0.672042
2023:01 - 2023:12	1.25690	3.69034
2024:01 - 2024:09	0.642700	3.70598

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = 0.188403
El valor p para H0: [Pendiente = 0 es 0.0397658]

3.- Correlograma Euríbor

Función de autocorrelación para euribora6meses
***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC	FACP	Estad-Q. [valor p]
1	0.9918 ***	0.9918 ***	271.4808 [0.000]
2	0.9771 ***	-0.3969 ***	535.9523 [0.000]
3	0.9573 ***	-0.1958 ***	790.7618 [0.000]
4	0.9337 ***	-0.0902	1034.0568 [0.000]
5	0.9070 ***	-0.0634	1264.4922 [0.000]
6	0.8784 ***	0.0036	1481.4647 [0.000]
7	0.8485 ***	-0.0160	1684.6717 [0.000]
8	0.8176 ***	-0.0214	1874.0424 [0.000]
9	0.7861 ***	-0.0046	2049.7752 [0.000]
10	0.7542 ***	-0.0248	2212.1302 [0.000]
11	0.7214 ***	-0.0594	2361.2456 [0.000]
12	0.6883 ***	-0.0010	2497.5317 [0.000]
13	0.6554 ***	0.0106	2621.5692 [0.000]
14	0.6229 ***	0.0109	2734.0465 [0.000]
15	0.5909 ***	-0.0055	2835.6483 [0.000]
16	0.5598 ***	0.0179	2927.1938 [0.000]

4.-Contraste ADF orden 1 de Euríbor

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para eur6m
contrastar hacia abajo desde 16 retardos, con el criterio AIC
tamaño muestral 258
la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$

con constante y tendencia
incluyendo 13 retardos de $(1-L)\text{eur6m}$
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0113443
estadístico de contraste: $\tau_{ct}(1) = -2,15417$
valor p asintótico 0,5148
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,000
diferencias retardadas: $F(13, 242) = 32,932 [0,0000]$

5.- Contraste de media nula de Euríbor en diferencias

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
Tamaño muestral: $n = 272$
Media muestral = -0.000310662, desv. típica = 0.146208
Estadístico de contraste: $t(271) = (-0.000310662 - 0)/0.00886514 = -0.0350431$
Valor p a dos colas = 0.9721
(a una cola = 0.486)

6.- Contraste de Rango-media de Euribor en diferencias

Estadísticos de rango-media para d_euribora6meses
Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:02 - 2003:01	0.247000	-0.0486833
2003:02 - 2004:01	0.303700	-0.0535583
2004:02 - 2005:01	0.142000	0.00638333
2005:02 - 2006:01	0.265400	0.0382250
2006:02 - 2007:01	0.0859000	0.103250
2007:02 - 2008:01	0.553300	0.0509750
2008:02 - 2009:01	1.16600	-0.163542
2009:02 - 2010:01	0.507400	-0.130133
2010:02 - 2011:01	0.110700	0.0230250
2011:02 - 2012:01	0.304100	0.0209250
2012:02 - 2013:01	0.202200	-0.0967000
2013:02 - 2014:01	0.0768000	0.00430833
2014:02 - 2015:01	0.115100	-0.0203083
2015:02 - 2016:01	0.0346000	-0.0177583
2016:02 - 2017:01	0.0540000	-0.0145583
2017:02 - 2018:01	0.0188000	-0.00322500
2018:02 - 2019:01	0.0173000	0.00315000
2019:02 - 2020:01	0.100700	-0.00780833
2020:02 - 2021:01	0.296300	-0.0165333
2021:02 - 2022:01	0.0287000	0.000100000
2022:02 - 2023:01	0.708000	0.282100
2023:02 - 2024:01	0.417900	0.0861500
2024:02 - 2024:09	0.227500	-0.0792375

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = -0.179274
El valor p para H_0 : [Pendiente = 0 es 0.792874]

7.- Correlograma de Euribor en diferencias

Función de autocorrelación para d_euribora6meses
 ***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
 utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC	FACP	Estad-Q. [valor p]
1	0.7774 ***	0.7774 ***	166.1883 [0.000]
2	0.5688 ***	-0.0897	255.4903 [0.000]
3	0.4692 ***	0.1455 **	316.4838 [0.000]
4	0.3538 ***	-0.1087 *	351.2942 [0.000]
5	0.2370 ***	-0.0359	366.9676 [0.000]
6	0.1992 ***	0.0968	378.0824 [0.000]
7	0.1658 ***	-0.0294	385.8109 [0.000]
8	0.1094 *	-0.0284	389.1875 [0.000]
9	0.0846	0.0254	391.2166 [0.000]
10	0.1084 *	0.0854	394.5576 [0.000]
11	0.0667	-0.1223 **	395.8277 [0.000]
12	0.0529	0.0886	396.6308 [0.000]
13	0.0288	-0.1176 *	396.8697 [0.000]
14	-0.0192	-0.0262	396.9766 [0.000]
15	-0.0922	-0.1124 *	399.4399 [0.000]
16	-0.1187 *	0.0195	403.5432 [0.000]
17	-0.1186 *	0.0147	407.6533 [0.000]
18	-0.1176 *	0.0097	411.7140 [0.000]
19	-0.1444 **	-0.0960	417.8538 [0.000]
20	-0.1381 **	0.0233	423.4960 [0.000]
21	-0.1210 **	0.0237	427.8406 [0.000]
22	-0.1370 **	-0.0993	433.4381 [0.000]
23	-0.1556 **	-0.0020	440.6854 [0.000]
24	-0.1326 **	0.0126	445.9713 [0.000]

8.- Contraste ADF de orden 2 de Euríbor

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_euribora6meses
 contrastar hacia abajo desde 17 retardos, con el criterio AIC
 tamaño muestral 268
 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$

contraste sin constante
 incluyendo 3 retardos de $(1-L)d_euribora6meses$
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.226838
 estadístico de contraste: $\tau_{nc}(1) = -5.08262$
 valor p asintótico 5.019e-07
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.000
 diferencias retardadas: $F(3, 264) = 3.542 [0.0152]$

9.- Contraste de media nula de LnM1

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
 Tamaño muestral: $n = 272$
 Media muestral = $6.12224e+06$, desv. típica = $2.85347e+06$
 Estadístico de contraste: $t(271) = (6.12224e+06 - 0)/173017 = 35.3852$
 Valor p a dos colas = $1.363e-103$
 (a una cola = $6.816e-104$)

10.- Contraste de rango-media de LnM1

Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:01 - 2002:12	0.0871656	14.6581
2003:01 - 2003:12	0.0884485	14.7605
2004:01 - 2004:12	0.0742148	14.8498
2005:01 - 2005:12	0.143836	14.9785
2006:01 - 2006:12	0.0702403	15.0836
2007:01 - 2007:12	0.0418170	15.1474
2008:01 - 2008:12	0.0435118	15.1718
2009:01 - 2009:12	0.0952528	15.2718
2010:01 - 2010:12	0.0357668	15.3519
2011:01 - 2011:12	0.0192653	15.3729
2012:01 - 2012:12	0.0568915	15.4146
2013:01 - 2013:12	0.0564222	15.4771
2014:01 - 2014:12	0.0926679	15.5384
2015:01 - 2015:12	0.0910829	15.6620
2016:01 - 2016:12	0.0702011	15.7486
2017:01 - 2017:12	0.0724678	15.8299
2018:01 - 2018:12	0.0591763	15.8998
2019:01 - 2019:12	0.0731243	15.9739
2020:01 - 2020:12	0.133465	16.0869
2021:01 - 2021:12	0.0841777	16.1991
2022:01 - 2022:12	0.0402441	16.2623
2023:01 - 2023:12	0.0807748	16.1871
2024:01 - 2024:08	0.00949666	16.1457

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = -0.00915368
El valor p para H0: [Pendiente = 0 es 0.519861]

11.- Correlograma de LnM1

Función de autocorrelación para l_MlennivelesMa
***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC	FACP	Estad-Q.	[valor p]
1	0.9902 ***	0.9902 ***	269.6739	[0.000]
2	0.9803 ***	-0.0134	534.9526	[0.000]
3	0.9701 ***	-0.0214	795.6858	[0.000]
4	0.9600 ***	-0.0001	1051.9483	[0.000]
5	0.9497 ***	-0.0094	1303.7182	[0.000]
6	0.9394 ***	-0.0129	1550.9436	[0.000]
7	0.9289 ***	-0.0083	1793.6174	[0.000]
8	0.9184 ***	-0.0107	2031.7108	[0.000]
9	0.9077 ***	-0.0114	2265.1918	[0.000]
10	0.8969 ***	-0.0110	2494.0334	[0.000]
11	0.8862 ***	-0.0052	2718.2674	[0.000]
12	0.8752 ***	-0.0128	2937.8547	[0.000]
13	0.8642 ***	-0.0113	3152.7732	[0.000]
14	0.8531 ***	-0.0086	3363.0266	[0.000]
15	0.8419 ***	-0.0124	3568.5868	[0.000]
16	0.8306 ***	-0.0097	3769.4539	[0.000]

12- Contraste ADF de orden 1 de LnM1

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_MlennivelesMa
contrastar hacia abajo desde 16 retardos, con el criterio AIC
tamaño muestral 266
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste con constante
incluyendo 5 retardos de (1-L)l_MlennivelesMa
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.00140861
estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -1.69395$
valor p asintótico 0.4344
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.002
diferencias retardadas: $F(5, 259) = 15.931$ [0.0000]

13.- Contraste de Media nula de LnM1 en diferencias

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
 Tamaño muestral: n = 271
 Media muestral = 0.00563189, desv. típica = 0.00704932
 Estadístico de contraste: $t(270) = (0.00563189 - 0)/0.000428216 = 13.152$
 Valor p a dos colas = 7.253e-31
 (a una cola = 3.626e-31)

14.- Contraste de Rango media de LnM1 en diferencias

Estadísticos de rango-media para d_l_MlennivelesMa
 Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:02 - 2003:01	0.0195397	0.00736062
2003:02 - 2004:01	0.00959746	0.00808490
2004:02 - 2005:01	0.0221920	0.00762009
2005:02 - 2006:01	0.0587871	0.0125469
2006:02 - 2007:01	0.0232033	0.00586380
2007:02 - 2008:01	0.0114822	0.00344219
2008:02 - 2009:01	0.0317643	0.00500729
2009:02 - 2010:01	0.00962299	0.00877495
2010:02 - 2011:01	0.0149368	0.00308841
2011:02 - 2012:01	0.0100114	0.00182653
2012:02 - 2013:01	0.0177156	0.00476980
2013:02 - 2014:01	0.0109087	0.00491410
2014:02 - 2015:01	0.0252478	0.00905233
2015:02 - 2016:01	0.00679362	0.00833932
2016:02 - 2017:01	0.00762271	0.00643980
2017:02 - 2018:01	0.00719098	0.00666190
2018:02 - 2019:01	0.00798471	0.00526687
2019:02 - 2020:01	0.00995498	0.00644240
2020:02 - 2021:01	0.0266791	0.0120161
2021:02 - 2022:01	0.00615000	0.00759116
2022:02 - 2023:01	0.0195715	-0.000952170
2023:02 - 2024:01	0.0113311	-0.00759429
2024:02 - 2024:08	0.0140864	0.00106968

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = 0.976915
 El valor p para H0: [Pendiente = 0 es 0.093891]

15.- Correlograma de LnM1 en diferencias

Función de autocorrelación para d_l_MlennivelesMa
 ***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
 utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC	FACP	Estad-Q.	[valor p]
1	0.4154 ***	0.4154 ***	47.2791	[0.000]
2	0.3000 ***	0.1540 **	72.0323	[0.000]
3	0.3409 ***	0.2123 ***	104.1175	[0.000]
4	0.3486 ***	0.1659 ***	137.7989	[0.000]
5	0.3308 ***	0.1235 **	168.2428	[0.000]
6	0.2625 ***	0.0232	187.4862	[0.000]
7	0.2807 ***	0.0777	209.5705	[0.000]
8	0.2159 ***	-0.0335	222.6770	[0.000]
9	0.2158 ***	0.0238	235.8332	[0.000]
10	0.1931 ***	-0.0097	246.4073	[0.000]
11	0.1862 ***	0.0169	256.2696	[0.000]
12	0.0930	-0.1039 *	258.7400	[0.000]
13	0.0194	-0.1197 **	258.8484	[0.000]
14	0.0346	-0.0571	259.1922	[0.000]
15	0.1190 *	0.0965	263.2869	[0.000]
16	0.0277	-0.0564	263.5101	[0.000]

16.- Contraste ADF de orden 2 de LnM1

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para `ld_MlennivelesMa`
contrastar hacia abajo desde 11 retardos, con el criterio AIC
tamaño muestral 266
la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$

```
contraste con constante
incluyendo 4 retardos de (1-L)ld_MlennivelesMa
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0.277281
estadístico de contraste: tau_c(1) = -3.66798
valor p asintótico 0.004611
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.003
diferencias retardadas: F(4, 260) = 7.938 [0.0000]
```

17.- Contraste de media nula de LnM2

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
Tamaño muestral: $n = 272$
Media muestral = 16.0189, desv. típica = 0.346124
Estadístico de contraste: $t(271) = (16.0189 - 0)/0.0209869 = 763.284$
Valor p a dos colas = 0
(a una cola = 0)

18.- Contraste de rango-media de LnM2

Estadísticos de rango-media para `l_M2ennivelesMa`
Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:01 - 2002:12	0.0564803	15.3758
2003:01 - 2003:12	0.0622610	15.4451
2004:01 - 2004:12	0.0579032	15.5036
2005:01 - 2005:12	0.0802546	15.5811
2006:01 - 2006:12	0.0843297	15.6674
2007:01 - 2007:12	0.0926296	15.7644
2008:01 - 2008:12	0.0777028	15.8625
2009:01 - 2009:12	0.0146021	15.9143
2010:01 - 2010:12	0.0243734	15.9340
2011:01 - 2011:12	0.0198822	15.9575
2012:01 - 2012:12	0.0402992	15.9916
2013:01 - 2013:12	0.0241579	16.0284
2014:01 - 2014:12	0.0462704	16.0563
2015:01 - 2015:12	0.0473186	16.1153
2016:01 - 2016:12	0.0418253	16.1649
2017:01 - 2017:12	0.0409904	16.2132
2018:01 - 2018:12	0.0390954	16.2552
2019:01 - 2019:12	0.0526466	16.3091
2020:01 - 2020:12	0.101891	16.3929
2021:01 - 2021:12	0.0616627	16.4743
2022:01 - 2022:12	0.0400696	16.5340
2023:01 - 2023:12	0.0153979	16.5310
2024:01 - 2024:08	0.0158582	16.5359

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = -0.0247106
El valor p para H_0 : [Pendiente = 0 es 0.104247]

19.- Correlograma de LnM2

Función de autocorrelación para l_M2ennivelesMa
***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
utilizando desviaciones típicas de Bartlett para la FAC

RETARDO	FAC		FACP		Estad-Q. [valor p]
1	0.9888	***	0.9888	***	268.8590 [0.000]
2	0.9774	***	-0.0105		532.5499 [0.000]
3	0.9658	***	-0.0154		790.9900 [0.000]
4	0.9543	***	-0.0030		1044.2477 [0.000]
5	0.9427	***	-0.0081		1292.3309 [0.000]
6	0.9311	***	-0.0110		1535.2173 [0.000]
7	0.9193	***	-0.0087		1772.9130 [0.000]
8	0.9075	***	-0.0086		2005.4265 [0.000]
9	0.8956	***	-0.0112		2232.7400 [0.000]
10	0.8837	***	-0.0056		2454.9011 [0.000]
11	0.8719	***	-0.0052		2671.9622 [0.000]
12	0.8599	***	-0.0123		2883.8991 [0.000]
13	0.8478	***	-0.0108		3090.7074 [0.000]
14	0.8356	***	-0.0068		3292.4269 [0.000]
15	0.8234	***	-0.0110		3489.0552 [0.000]
16	0.8112	***	-0.0065		3680.6410 [0.000]

20.- Contraste ADF orden 1 de LnM2

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_M2ennivelesMa
contrastar hacia abajo desde 16 retardos, con el criterio AIC
tamaño muestral 265
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste con constante
incluyendo 6 retardos de (1-L)l_M2ennivelesMa
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de (a - 1): -0.00102662
estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -1.70683$
valor p asintótico 0.4278
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.006
diferencias retardadas: $F(6, 257) = 17.421 [0.0000]$

21.- Contraste de media nula de LnM2 en diferencias

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
Tamaño muestral: n = 271
Media muestral = 0.0044012, desv. típica = 0.00369977
Estadístico de contraste: $t(270) = (0.0044012 - 0)/0.000224745 = 19.5831$
Valor p a dos colas = 9.477e-54
(a una cola = 4.739e-54)

22.- Contraste de Rango-media de LnM2 en diferencias

Estadísticos de rango-media para ld_M2ennivelesMa
Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:02 - 2003:01	0.00789688	0.00482499
2003:02 - 2004:01	0.00832101	0.00553217
2004:02 - 2005:01	0.00615825	0.00556578
2005:02 - 2006:01	0.00761338	0.00711559
2006:02 - 2007:01	0.0153184	0.00754934
2007:02 - 2008:01	0.0109695	0.00867245
2008:02 - 2009:01	0.0175143	0.00696363
2009:02 - 2010:01	0.00870627	0.00134292
2010:02 - 2011:01	0.00450576	0.00216722
2011:02 - 2012:01	0.00767359	0.00201890
2012:02 - 2013:01	0.00975963	0.00349343
2013:02 - 2014:01	0.00637903	0.00204349
2014:02 - 2015:01	0.0117363	0.00445582
2015:02 - 2016:01	0.00474165	0.00437673
2016:02 - 2017:01	0.00441229	0.00387137
2017:02 - 2018:01	0.00483914	0.00380063
2018:02 - 2019:01	0.00733182	0.00352011
2019:02 - 2020:01	0.00823765	0.00461027
2020:02 - 2021:01	0.0203305	0.00902521
2021:02 - 2022:01	0.00347623	0.00571482
2022:02 - 2023:01	0.0121018	0.00242591
2023:02 - 2024:01	0.0105194	-0.00101842
2024:02 - 2024:08	0.0113686	0.00226546

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = 0.701103
El valor p para H0: [Pendiente = 0 es 0.0553181]

23.- Correlograma de LnM2 en diferencias

Función de autocorrelación para ld_M2ennivelesMa
***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC	FACP	Estad-Q.	[valor p]
1	0.4223 ***	0.4223 ***	48.8565	[0.000]
2	0.3337 ***	0.1891 ***	79.4817	[0.000]
3	0.4305 ***	0.2983 ***	130.6361	[0.000]
4	0.2971 ***	0.0263	155.0924	[0.000]
5	0.2984 ***	0.0987	179.8571	[0.000]
6	0.4324 ***	0.2389 ***	232.0543	[0.000]
7	0.3140 ***	0.0279	259.6820	[0.000]
8	0.2818 ***	0.0298	282.0216	[0.000]
9	0.3103 ***	0.0200	309.2088	[0.000]
10	0.2353 ***	-0.0161	324.9035	[0.000]
11	0.2459 ***	0.0326	342.1056	[0.000]
12	0.2059 ***	-0.0840	354.2182	[0.000]
13	0.1579 ***	-0.0492	361.3671	[0.000]
14	0.1655 ***	-0.0216	369.2513	[0.000]
15	0.1739 ***	0.0140	377.9895	[0.000]
16	0.1347 **	-0.0124	383.2561	[0.000]

24.- Contraste ADF de orden 2 de LnM2

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para `ld_M2ennivelesMa`
contrastar hacia abajo desde 16 retardos, con el criterio AIC
tamaño muestral 265
la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$

```
contraste con constante
incluyendo 5 retardos de (1-L)ld_M2ennivelesMa
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0.212755
estadístico de contraste: tau_c(1) = -2.89188
valor p asintótico 0.04628
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.007
diferencias retardadas: F(5, 258) = 11.743 [0.0000]
```

25.- Contraste de Rango-media de LnM3

Estadísticos de rango-media para `l_M3ennivelesMa`
Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:01 - 2002:12	0.0612463	15.5332
2003:01 - 2003:12	0.0568111	15.6073
2004:01 - 2004:12	0.0590513	15.6621
2005:01 - 2005:12	0.0753146	15.7357
2006:01 - 2006:12	0.0851833	15.8190
2007:01 - 2007:12	0.0982335	15.9250
2008:01 - 2008:12	0.0670239	16.0230
2009:01 - 2009:12	0.0108268	16.0568
2010:01 - 2010:12	0.0166059	16.0456
2011:01 - 2011:12	0.0189141	16.0568
2012:01 - 2012:12	0.0288204	16.0839
2013:01 - 2013:12	0.0119447	16.1013
2014:01 - 2014:12	0.0448520	16.1201
2015:01 - 2015:12	0.0412383	16.1785
2016:01 - 2016:12	0.0422261	16.2263
2017:01 - 2017:12	0.0360491	16.2725
2018:01 - 2018:12	0.0384396	16.3100
2019:01 - 2019:12	0.0480990	16.3606
2020:01 - 2020:12	0.103722	16.4438
2021:01 - 2021:12	0.0604887	16.5265
2022:01 - 2022:12	0.0377927	16.5839
2023:01 - 2023:12	0.0129700	16.5889
2024:01 - 2024:08	0.0210536	16.6039

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = -0.0266721
El valor p para H_0 : [Pendiente = 0 es 0.145723]

26.- Contraste de Media nula de LnM3

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
Tamaño muestral: $n = 272$
Media muestral = 16.1175, desv. típica = 0.306211
Estadístico de contraste: $t(271) = (16.1175 - 0)/0.0185668 = 868.084$
Valor p a dos colas = 0
(a una cola = 0)

27.- Correlograma de LnM3

Función de autocorrelación para l_M3ennivelesMa
***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC		FACP		Estad-Q. [valor p]
1	0.9876	***	0.9876	***	268.2339 [0.000]
2	0.9751	***	-0.0108		530.6838 [0.000]
3	0.9624	***	-0.0139		787.2934 [0.000]
4	0.9497	***	-0.0054		1038.1215 [0.000]
5	0.9370	***	-0.0075		1283.2013 [0.000]
6	0.9242	***	-0.0117		1522.5149 [0.000]
7	0.9113	***	-0.0081		1756.0923 [0.000]
8	0.8984	***	-0.0082		1983.9632 [0.000]
9	0.8855	***	-0.0089		2206.1522 [0.000]
10	0.8725	***	-0.0061		2422.7202 [0.000]
11	0.8596	***	-0.0056		2633.7345 [0.000]
12	0.8466	***	-0.0112		2839.1972 [0.000]
13	0.8337	***	-0.0049		3039.1882 [0.000]
14	0.8207	***	-0.0080		3233.7500 [0.000]
15	0.8075	***	-0.0140		3422.8592 [0.000]
16	0.7945	***	-0.0034		3606.6178 [0.000]

28.- Contraste ADF de orden 1 de LnM3

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para l_M3ennivelesMa
contrastar hacia abajo desde 16 retardos, con el criterio AIC
tamaño muestral 265
la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$

contraste con constante
incluyendo 6 retardos de $(1-L)l_M3ennivelesMa$
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0.00100005
estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -1.28674$
valor p asintótico 0.6381
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.013
diferencias retardadas: $F(6, 257) = 15.893 [0.0000]$

29.- Contraste de media nula de LnM3 en diferencias

Hipótesis nula: [Media poblacional = 0]
Tamaño muestral: $n = 271$
Media muestral = 0.0040902, desv. típica = 0.00421454
Estadístico de contraste: $t(270) = (0.0040902 - 0)/0.000256015 = 15.9764$
Valor p a dos colas = 6.702e-41
(a una cola = 3.351e-41)

30.- Contraste de Rango-media de LnM3 en diferencias

Estadísticos de rango-media para ld_M3ennivelesMa
Utilizando 23 submuestras de tamaño 12

	Rango	media
2002:02 - 2003:01	0.00833981	0.00570500
2003:02 - 2004:01	0.0126133	0.00495850
2004:02 - 2005:01	0.00788417	0.00534184
2005:02 - 2006:01	0.00857120	0.00666146
2006:02 - 2007:01	0.0106103	0.00800893
2007:02 - 2008:01	0.0147365	0.00957218
2008:02 - 2009:01	0.0155090	0.00558562
2009:02 - 2010:01	0.00987402	-0.000700207
2010:02 - 2011:01	0.0209078	-3.53289E-05
2011:02 - 2012:01	0.0112418	0.00166748
2012:02 - 2013:01	0.0112614	0.00224117
2013:02 - 2014:01	0.00957722	0.000896694
2014:02 - 2015:01	0.0149737	0.00437107
2015:02 - 2016:01	0.00769251	0.00396178
2016:02 - 2017:01	0.00555023	0.00394432
2017:02 - 2018:01	0.00758843	0.00331676
2018:02 - 2019:01	0.00837498	0.00340211
2019:02 - 2020:01	0.00982413	0.00429147
2020:02 - 2021:01	0.0231825	0.00927655
2021:02 - 2022:01	0.00374274	0.00553085
2022:02 - 2023:01	0.0119692	0.00254434
2023:02 - 2024:01	0.0113755	7.32379E-05
2024:02 - 2024:08	0.0100278	0.00300765

Pendiente de 'rango' con respecto a 'media' = 0.225589
El valor p para H0: [Pendiente = 0 es 0.525439]

31.- Correlograma de LnM3 en diferencias

Función de autocorrelación para ld_M3ennivelesMa
***, ** y * indica significatividad a los niveles del 1%, 5% y 10%
utilizando la desviación típica $1/T^{0.5}$

RETARDO	FAC		FACP		Estad-Q. [valor p]
1	0.3670	***	0.3670	***	36.8993 [0.000]
2	0.3471	***	0.2455	***	70.0427 [0.000]
3	0.4186	***	0.2858	***	118.4217 [0.000]
4	0.3525	***	0.1384	**	152.8493 [0.000]
5	0.2985	***	0.0540		177.6352 [0.000]
6	0.3870	***	0.1705	***	219.4418 [0.000]
7	0.3367	***	0.0799		251.2069 [0.000]
8	0.3063	***	0.0515		277.5903 [0.000]
9	0.3032	***	0.0238		303.5523 [0.000]
10	0.2979	***	0.0302		328.7021 [0.000]
11	0.2542	***	-0.0069		347.0892 [0.000]
12	0.1733	***	-0.1180	*	355.6655 [0.000]
13	0.1977	***	-0.0409		366.8786 [0.000]
14	0.1580	***	-0.0656		374.0630 [0.000]
15	0.1625	***	-0.0009		381.6916 [0.000]
16	0.1724	***	0.0174		390.3112 [0.000]

32.- Contraste ADF de orden 2 de LnM3

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para $ld_M3ennivelesMa$
 contrastar hacia abajo desde 16 retardos, con el criterio AIC
 tamaño muestral 265
 la hipótesis nula de raíz unitaria es: $[a = 1]$

contraste con constante
 incluyendo 5 retardos de $(1-L)ld_M3ennivelesMa$
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0.228568
 estadístico de contraste: $\tau_c(1) = -3.00361$
 valor p asintótico 0.03457
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.014
 diferencias retardadas: $F(5, 258) = 11.523 [0.0000]$

33.- Exogeneidad LnM1 en diferencias respecto a Euríbor

Contraste sobre el Modelo 13:

Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
 $ld_M1ennivelesMa_1, ld_M1ennivelesMa_2, ld_M1ennivelesMa_3, ld_M1ennivelesMa_4,$
 $ld_M1ennivelesMa_5, ld_M1ennivelesMa_6, ld_M1ennivelesMa_7, ld_M1ennivelesMa_8,$
 $ld_M1ennivelesMa_9, ld_M1ennivelesMa_10, ld_M1ennivelesMa_11,$
 $ld_M1ennivelesMa_12, ld_M1ennivelesMa_13, ld_M1ennivelesMa_14,$
 $ld_M1ennivelesMa_15, ld_M1ennivelesMa_16, ld_M1ennivelesMa_17,$
 $ld_M1ennivelesMa_18$
 Estadístico de contraste: $F(18, 205) = 1.51037$, valor p 0.0887157
 Al omitir variables mejoraron 3 de 3 criterios de información.

Modelo 14: MCO, usando las observaciones 2004:08-2024:09 (T = 242)
 Variable dependiente: $d_euribora6meses$

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0.000603069	0.00592125	0.1018	0.9190	
$d_euribora6mes_1$	0.911121	0.0669545	13.61	4.20e-31	***
$d_euribora6mes_2$	-0.251051	0.0909982	-2.759	0.0063	***
$d_euribora6mes_3$	0.219802	0.0927612	2.370	0.0187	**
$d_euribora6mes_4$	-0.0834967	0.0933028	-0.8949	0.3718	
$d_euribora6mes_5$	-0.0714087	0.0930548	-0.7674	0.4437	
$d_euribora6mes_6$	0.0882360	0.0927881	0.9509	0.3427	
$d_euribora6mes_7$	-0.0129856	0.0917131	-0.1416	0.8875	
$d_euribora6mes_8$	-0.0160060	0.0902796	-0.1773	0.8594	
$d_euribora6mes_9$	-0.0957250	0.0888353	-1.078	0.2824	
$d_euribora6me_10$	0.243482	0.0890470	2.734	0.0068	***
$d_euribora6me_11$	-0.239727	0.0905040	-2.649	0.0087	***
$d_euribora6me_12$	0.222585	0.0920195	2.419	0.0164	**
$d_euribora6me_13$	-0.138288	0.0929252	-1.488	0.1381	
$d_euribora6me_14$	0.0840530	0.0928588	0.9052	0.3664	
$d_euribora6me_15$	-0.125225	0.0928098	-1.349	0.1786	
$d_euribora6me_16$	0.00123671	0.0914636	0.01352	0.9892	
$d_euribora6me_17$	0.00515916	0.0897369	0.05749	0.9542	
$d_euribora6me_18$	0.00676668	0.0666454	0.1015	0.9192	
Media de la vble. dep.	0.004421	D.T. de la vble. dep.	0.151147		
Suma de cuad. residuos	1.880915	D.T. de la regresión	0.091840		
R-cuadrado	0.658374	R-cuadrado corregido	0.630799		
$F(18, 223)$	23.87564	Valor p (de F)	2.91e-42		
Log-verosimilitud	244.3356	Criterio de Akaike	-450.6712		
Criterio de Schwarz	-384.3813	Crit. de Hannan-Quinn	-423.9672		
rho	0.000025	h de Durbin	NA		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 69 ($d_euribora6meses_16$)

34.- Exogeneidad LnM2 en diferencias respecto a Euríbor

Contraste sobre el Modelo 15:

Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
 ld_M2ennivelesMa_1, ld_M2ennivelesMa_2, ld_M2ennivelesMa_3, ld_M2ennivelesMa_4,
 ld_M2ennivelesMa_5, ld_M2ennivelesMa_6, ld_M2ennivelesMa_7, ld_M2ennivelesMa_8,
 ld_M2ennivelesMa_9, ld_M2ennivelesMa_10, ld_M2ennivelesMa_11,
 ld_M2ennivelesMa_12, ld_M2ennivelesMa_13, ld_M2ennivelesMa_14,
 ld_M2ennivelesMa_15, ld_M2ennivelesMa_16, ld_M2ennivelesMa_17,
 ld_M2ennivelesMa_18

Estadístico de contraste: $F(18, 205) = 1.3895$, valor p 0.139203

Al omitir variables mejoraron 3 de 3 criterios de información.

Modelo 16: MCO, usando las observaciones 2004:08-2024:09 (T = 242)

Variable dependiente: d_euribora6meses

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0.000603069	0.00592125	0.1018	0.9190	
d_euribora6mes~_1	0.911121	0.0669545	13.61	4.20e-31	***
d_euribora6mes~_2	-0.251051	0.0909982	-2.759	0.0063	***
d_euribora6mes~_3	0.219802	0.0927612	2.370	0.0187	**
d_euribora6mes~_4	-0.0834967	0.0933028	-0.8949	0.3718	
d_euribora6mes~_5	-0.0714087	0.0930548	-0.7674	0.4437	
d_euribora6mes~_6	0.0882360	0.0927881	0.9509	0.3427	
d_euribora6mes~_7	-0.0129856	0.0917131	-0.1416	0.8875	
d_euribora6mes~_8	-0.0160060	0.0902796	-0.1773	0.8594	
d_euribora6mes~_9	-0.0957250	0.0888353	-1.078	0.2824	
d_euribora6mes~_10	0.243482	0.0890470	2.734	0.0068	***
d_euribora6mes~_11	-0.239727	0.0905040	-2.649	0.0087	***
d_euribora6mes~_12	0.222585	0.0920195	2.419	0.0164	**
d_euribora6mes~_13	-0.138288	0.0929252	-1.488	0.1381	
d_euribora6mes~_14	0.0840530	0.0928588	0.9052	0.3664	
d_euribora6mes~_15	-0.125225	0.0928098	-1.349	0.1786	
d_euribora6mes~_16	0.00123671	0.0914636	0.01352	0.9892	
d_euribora6mes~_17	0.00515916	0.0897369	0.05749	0.9542	
d_euribora6mes~_18	0.00676668	0.0666454	0.1015	0.9192	
Media de la vble. dep.	0.004421	D.T. de la vble. dep.	0.151147		
Suma de cuad. residuos	1.880915	D.T. de la regresión	0.091840		
R-cuadrado	0.658374	R-cuadrado corregido	0.630799		
F(18, 223)	23.87564	Valor p (de F)	2.91e-42		
Log-verosimilitud	244.3356	Criterio de Akaike	-450.6712		
Criterio de Schwarz	-384.3813	Crit. de Hannan-Quinn	-423.9672		
rho	0.000025	h de Durbin	NA		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 69 (d_euribora6meses_16)

35.- Exogeneidad LnM3 en diferencias respecto a Euríbor

Contraste sobre el Modelo 17:

Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
 ld_M3ennivelesMa_1, ld_M3ennivelesMa_2, ld_M3ennivelesMa_3, ld_M3ennivelesMa_4,
 ld_M3ennivelesMa_5, ld_M3ennivelesMa_6, ld_M3ennivelesMa_7, ld_M3ennivelesMa_8,
 ld_M3ennivelesMa_9, ld_M3ennivelesMa_10, ld_M3ennivelesMa_11,
 ld_M3ennivelesMa_12, ld_M3ennivelesMa_13, ld_M3ennivelesMa_14,
 ld_M3ennivelesMa_15, ld_M3ennivelesMa_16, ld_M3ennivelesMa_17,
 ld_M3ennivelesMa_18
 Estadístico de contraste: F(18, 205) = 0.829891, valor p 0.663762
 Al omitir variables mejoraron 3 de 3 criterios de información.

Modelo 18: MCO, usando las observaciones 2004:08-2024:09 (T = 242)
 Variable dependiente: d_euribora6meses

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0.000603069	0.00592125	0.1018	0.9190	
d_euribora6mes~_1	0.911121	0.0669545	13.61	4.20e-31	***
d_euribora6mes~_2	-0.251051	0.0909982	-2.759	0.0063	***
d_euribora6mes~_3	0.219802	0.0927612	2.370	0.0187	**
d_euribora6mes~_4	-0.0834967	0.0933028	-0.8949	0.3718	
d_euribora6mes~_5	-0.0714087	0.0930548	-0.7674	0.4437	
d_euribora6mes~_6	0.0882360	0.0927881	0.9509	0.3427	
d_euribora6mes~_7	-0.0129856	0.0917131	-0.1416	0.8875	
d_euribora6mes~_8	-0.0160060	0.0902796	-0.1773	0.8594	
d_euribora6mes~_9	-0.0957250	0.0888353	-1.078	0.2824	
d_euribora6mes~_10	0.243482	0.0890470	2.734	0.0068	***
d_euribora6mes~_11	-0.239727	0.0905040	-2.649	0.0087	***
d_euribora6mes~_12	0.222585	0.0920195	2.419	0.0164	**
d_euribora6mes~_13	-0.138288	0.0929252	-1.488	0.1381	
d_euribora6mes~_14	0.0840530	0.0928588	0.9052	0.3664	
d_euribora6mes~_15	-0.125225	0.0928098	-1.349	0.1786	
d_euribora6mes~_16	0.00123671	0.0914636	0.01352	0.9892	
d_euribora6mes~_17	0.00515916	0.0897369	0.05749	0.9542	
d_euribora6mes~_18	0.00676668	0.0666454	0.1015	0.9192	
Media de la vble. dep.	0.004421	D.T. de la vble. dep.	0.151147		
Suma de cuad. residuos	1.880915	D.T. de la regresión	0.091840		
R-cuadrado	0.658374	R-cuadrado corregido	0.630799		
F(18, 223)	23.87564	Valor p (de F)	2.91e-42		
Log-verosimilitud	244.3356	Criterio de Akaike	-450.6712		
Criterio de Schwarz	-384.3813	Crit. de Hannan-Quinn	-423.9672		
rho	0.000025	h de Durbin	NA		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 69 (d_euribora6meses_16)

36.- Cointegración en sentido Engle y Granger de LnM1 en diferencias y euríbor

Etapla 1: regresión cointegrante

Regresión cointegrante -
 MCO, usando las observaciones 2003:02-2024:08 (T = 259)
 Variable dependiente: l_M1

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	15,7271	0,0324273	485,0	0,0000	***
eur6m	-0,123606	0,0151153	-8,178	1,34e-14	***
Media de la vble. dep.	15,55856	D.T. de la vble. dep.	0,451363		
Suma de cuad. residuos	41,70901	D.T. de la regresión	0,402855		
R-cuadrado	0,206478	R-cuadrado corregido	0,203390		
Log-verosimilitud	-131,0237	Criterio de Akaike	266,0475		
Criterio de Schwarz	273,1611	Crit. de Hannan-Quinn	268,9076		
rho	0,999027	Durbin-Watson	0,002146		

Etapla 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 contrastar hacia abajo desde 12 retardos, con el criterio AIC
 tamaño muestral 255
 la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
 incluyendo 3 retardos de (1-L)uhat
 modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
 valor estimado de (a - 1): -0,00205477
 estadístico de contraste: tau_c(2) = -0,989431
 valor p asintótico 0,9035
 Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,004
 diferencias retardadas: F(3, 251) = 94,902 [0,0000]

Hay evidencia de una relación cointegrante si:

- (a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las variables individuales y
- (b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residuos (uhat) de la regresión cointegrante.

37.- Cointegración contraste de Egle y Granger de LnM2 en diferencias y euríbor

Etapa 1: regresión cointegrante

Regresión cointegrante -

MCO, usando las observaciones 2003:02-2024:08 (T = 259)

Variable dependiente: l_M2

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	16,0503	0,0198790	807,4	0,0000 ***
d_eur6m	0,316031	0,134710	2,346	0,0197 **
Media de la vble. dep.	16,05108	D.T. de la vble. dep.	0,322653	
Suma de cuad. residuos	26,29589	D.T. de la regresión	0,319873	
R-cuadrado	0,020967	R-cuadrado corregido	0,017157	
Log-verosimilitud	-71,28477	Criterio de Akaike	146,5695	
Criterio de Schwarz	153,6832	Crit. de Hannan-Quinn	149,4297	
rho	0,994679	Durbin-Watson	0,010008	

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat

contrastar hacia abajo desde 12 retardos, con el criterio AIC

tamaño muestral 253

la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
incluyendo 5 retardos de (1-L)uhat
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0051058
estadístico de contraste: $\tau_{\alpha}(2) = -0,813004$
valor p asintótico 0,9305
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,003
diferencias retardadas: $F(5, 247) = 3,294$ [0,0067]

Hay evidencia de una relación cointegrante si:

- (a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las variables individuales y
- (b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residuos (uhat) de la regresión cointegrante.

38.- Cointegración Contraste de Engle y Granger de LnM3 en diferencias y euríbor

Etapa 1: regresión cointegrante

Regresión cointegrante -

MCO, usando las observaciones 2003:02-2024:08 (T = 259)

Variable dependiente: l_M3A

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	16,2275	0,0214795	755,5	0,0000 ***
eur6m	-0,0592473	0,0100122	-5,917	1,04e-08 ***
Media de la vble. dep.	16,14667	D.T. de la vble. dep.	0,283894	
Suma de cuad. residuos	18,30025	D.T. de la regresión	0,266847	
R-cuadrado	0,119913	R-cuadrado corregido	0,116489	
Log-verosimilitud	-24,34128	Criterio de Akaike	52,68256	
Criterio de Schwarz	59,79622	Crit. de Hannan-Quinn	55,54267	
rho	0,999317	Durbin-Watson	0,001601	

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat

contrastar hacia abajo desde 12 retardos, con el criterio AIC

tamaño muestral 257

la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste sin constante
incluyendo un retardo de (1-L)uhat
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00105675
estadístico de contraste: $\tau_{\alpha}(2) = -0,641426$
valor p asintótico 0,9501
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,035

Hay evidencia de una relación cointegrante si:

- (a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las variables individuales y
- (b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residuos (uhat) de la regresión cointegrante.

39.- ARDL con la variable LN M1 con constante y contraste de cointegración en sentido de Pesaran

ARDLM1: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M1

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,0652789	0,0173349	3,766	0,0002	***
l_M1_1	-0,00385249	0,00108022	-3,566	0,0004	***
eur6m_1	-0,00116259	0,000318351	-3,652	0,0003	***
d_eur6m	-0,00565746	0,00407631	-1,388	0,1664	
d_eur6m_1	0,000435530	0,00530388	0,08212	0,9346	
d_eur6m_2	-0,00838165	0,00527135	-1,590	0,1131	
d_eur6m_3	0,00417296	0,00413558	1,009	0,3139	
ld_M1_1	0,214615	0,0612015	3,507	0,0005	***
ld_M1_2	-0,00455807	0,0629490	-0,07241	0,9423	
ld_M1_3	0,113129	0,0616055	1,836	0,0675	*
Media de la vble. dep.	0,005651	D.T. de la vble. dep.	0,007031		
Suma de cuad. residuos	0,009007	D.T. de la regresión	0,005909		
R-cuadrado	0,317670	R-cuadrado corregido	0,293868		
F(9, 258)	13,34624	Valor p (de F)	1,64e-17		
Log-verosimilitud	1000,025	Criterio de Akaike	-1980,051		
Criterio de Schwarz	-1944,141	Crit. de Hannan-Quinn	-1965,628		
rho	-0,011880	h de Durbin	NA		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 24 (ld_M1_2)

Contraste de omisión de variables -
Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]
l_M1_1
eur6m_1
Estadístico de contraste: F(2, 258) = 7,81868
con valor p = P(F(2, 258) > 7,81868) = 0,00050503

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 12 -
Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 1,05264
con valor p = P(F(12, 246) > 1,05264) = 0,401339

40. ARDL con la variable LN M2 con constante y contraste de cointegración en sentido de Pesaran

ARDL_M2: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M2

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,0213093	0,0113447	1,878	0,0615	*
l_M2_1	-0,00122970	0,000695880	-1,767	0,0784	*
eur6m_1	-1,25592e-05	0,000136825	-0,09179	0,9269	
d_eur6m	-0,000701117	0,00215898	-0,3247	0,7456	
d_eur6m_1	0,00499545	0,00280141	1,783	0,0757	*
d_eur6m_2	-0,00300435	0,00281238	-1,068	0,2864	
d_eur6m_3	-0,000962071	0,00219528	-0,4382	0,6616	
ld_M2_1	0,269984	0,0595865	4,531	8,99e-06	***
ld_M2_2	0,0781353	0,0622719	1,255	0,2107	
ld_M2_3	0,290526	0,0600907	4,835	2,29e-06	***
Media de la vble. dep.	0,004409	D.T. de la vble. dep.	0,003708		
Suma de cuad. residuos	0,002545	D.T. de la regresión	0,003141		
R-cuadrado	0,306864	R-cuadrado corregido	0,282685		
F(9, 258)	12,69125	Valor p (de F)	1,11e-16		
Log-verosimilitud	1169,399	Criterio de Akaike	-2318,798		
Criterio de Schwarz	-2282,888	Crit. de Hannan-Quinn	-2304,374		
rho	-0,004959	h de Durbin	-0,368817		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 19 (eur6m_1)

Contraste de omisión de variables -
Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]
l_M2_1
eur6m_1
Estadístico de contraste: F(2, 258) = 1,95228
con valor p = P(F(2, 258) > 1,95228) = 0,144042

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 12 -
Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 1,89529
con valor p = P(F(12, 246) > 1,89529) = 0,0354498

41.- ARDL con la variable LN M3 con constante y contraste de cointegración en sentido de Pesaran

ARDLM3: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M3A

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,0211426	0,0141551	1,494	0,1365	
l_M3A_1	-0,00122323	0,000868452	-1,409	0,1602	
eur6m_1	4,73323e-05	0,000155155	0,3051	0,7606	
d_eur6m	-0,00163848	0,00250101	-0,6551	0,5130	
d_eur6m_1	0,00535862	0,00326346	1,642	0,1018	
d_eur6m_2	-9,95772e-05	0,00327675	-0,03039	0,9758	
d_eur6m_3	-0,00226362	0,00255071	-0,8874	0,3757	
ld_M3A_1	0,194209	0,0596732	3,255	0,0013	***
ld_M3A_2	0,161620	0,0604488	2,674	0,0080	***
ld_M3A_3	0,280047	0,0596117	4,698	4,28e-06	***
Media de la vble. dep.	0,004096	D.T. de la vble. dep.	0,004234		
Suma de cuad. residuos	0,003463	D.T. de la regresión	0,003664		
R-cuadrado	0,276393	R-cuadrado corregido	0,251151		
F(9, 258)	10,94968	Valor p (de F)	1,99e-14		
Log-verosimilitud	1128,097	Criterio de Akaike	-2236,194		
Criterio de Schwarz	-2200,284	Crit. de Hannan-Quinn	-2221,771		
rho	-0,035075	h de Durbin	-2,686592		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (d_eur6m_2)

Contraste de omisión de variables -

Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]

l_M3A_1

eur6m_1

Estadístico de contraste: F(2, 258) = 1,48884

con valor p = P(F(2, 258) > 1,48884) = 0,227566

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 12 -

Hipótesis nula: no hay autocorrelación

Estadístico de contraste: LM = 1,76041

con valor p = P(F(12, 246) > 1,76041) = 0,0553647

42.- ARDL con la variable LN M1 con constante y tendencia y contraste de cointegración en sentido de Pesaran

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M1

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,0242707	0,111307	0,2181	0,8276	
l_M1_1	-0,00105065	0,00758937	-0,1384	0,8900	
eur6m_1	-0,00116406	0,000318907	-3,650	0,0003	***
d_eur6m	-0,00596597	0,00416606	-1,432	0,1533	
d_eur6m_1	0,000395785	0,00531382	0,07448	0,9407	
d_eur6m_2	-0,00842879	0,00528168	-1,596	0,1118	
d_eur6m_3	0,00406551	0,00415251	0,9790	0,3285	
time	-1,73139e-05	4,64192e-05	-0,3730	0,7095	
ld_M1_1	0,210420	0,0623269	3,376	0,0008	***
ld_M1_2	-0,00902294	0,0641805	-0,1406	0,8883	
ld_M1_3	0,106743	0,0640397	1,667	0,0968	*

Media de la vble. dep.	0,005651	D.T. de la vble. dep.	0,007031
Suma de cuad. residuos	0,009002	D.T. de la regresión	0,005918
R-cuadrado	0,318039	R-cuadrado corregido	0,291504
F(10, 257)	11,98545	Valor p (de F)	5,84e-17
Log-verosimilitud	1000,098	Criterio de Akaike	-1978,196
Criterio de Schwarz	-1938,695	Crit. de Hannan-Quinn	-1962,331
rho	-0,010846	h de Durbin	NA

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 20 (d_eur6m_1)

Contraste de omisión de variables -

Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]

l_M1_1

eur6m_1

Estadístico de contraste: F(2, 257) = 6,67535

con valor p = P(F(2, 257) > 6,67535) = 0,00149184

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 12 -

Hipótesis nula: no hay autocorrelación

Estadístico de contraste: LM = 1,18276

con valor p = P(F(12, 245) > 1,18276) = 0,295874

43.- ARDL con la variable LN M2 con constante y tendencia y contraste de cointegración en sentido de Pesaran

Modelo 6: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M2

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,122306	0,0653032	1,873	0,0622	*
l_M2_1	-0,00780092	0,00424175	-1,839	0,0671	*
eur6m_1	5,02799e-05	0,000142185	0,3536	0,7239	
d_eur6m	-0,000539268	0,00215534	-0,2502	0,8026	
d_eur6m_1	0,00480128	0,00279622	1,717	0,0872	*
d_eur6m_2	-0,00300173	0,00280443	-1,070	0,2855	
d_eur6m_3	-0,00136395	0,00220398	-0,6189	0,5366	
time	3,00051e-05	1,91075e-05	1,570	0,1176	
ld_M2_1	0,270848	0,0594205	4,558	7,99e-06	***
ld_M2_2	0,0815271	0,0621333	1,312	0,1906	
ld_M2_3	0,299433	0,0601886	4,975	1,20e-06	***
Media de la vble. dep.	0,004409	D.T. de la vble. dep.	0,003708		
Suma de cuad. residuos	0,002521	D.T. de la regresión	0,003132		
R-cuadrado	0,313451	R-cuadrado corregido	0,286737		
F(10, 257)	11,73362	Valor p (de F)	1,31e-16		
Log-verosimilitud	1170,678	Criterio de Akaike	-2319,357		
Criterio de Schwarz	-2279,856	Crit. de Hannan-Quinn	-2303,491		
rho	-0,007081	h de Durbin	-0,500044		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 11 (d_eur6m)

Contraste de omisión de variables -
Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]
l_M2_1
eur6m_1
Estadístico de contraste: F(2, 257) = 1,69124
con valor p = P(F(2, 257) > 1,69124) = 0,186335

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 12 -
Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 2,02486
con valor p = P(F(12, 245) > 2,02486) = 0,0227976

44.- ARDL con la variable LN M3 con constante y tendencia y contraste de cointegración en sentido de Pesaran

Modelo 8: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M3A

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,170064	0,0695031	2,447	0,0151	**
l_M3A_1	-0,0108199	0,00447031	-2,420	0,0162	**
eur6m_1	0,000244186	0,000178383	1,369	0,1722	
d_eur6m	-0,00130624	0,00248750	-0,5251	0,6000	
d_eur6m_1	0,00497287	0,00324456	1,533	0,1266	
d_eur6m_2	-0,000127009	0,00325299	-0,03904	0,9689	
d_eur6m_3	-0,00308355	0,00255978	-1,205	0,2295	
time	3,98570e-05	1,82175e-05	2,188	0,0296	**
ld_M3A_1	0,189776	0,0592747	3,202	0,0015	***
ld_M3A_2	0,161444	0,0600101	2,690	0,0076	***
ld_M3A_3	0,285092	0,0592239	4,814	2,53e-06	***
Media de la vble. dep.	0,004096	D.T. de la vble. dep.	0,004234		
Suma de cuad. residuos	0,003400	D.T. de la regresión	0,003637		
R-cuadrado	0,289624	R-cuadrado corregido	0,261983		
F(10, 257)	10,47801	Valor p (de F)	7,69e-15		
Log-verosimilitud	1130,570	Criterio de Akaike	-2239,139		
Criterio de Schwarz	-2199,639	Crit. de Hannan-Quinn	-2223,274		
rho	-0,037944	h de Durbin	-2,570775		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (d_eur6m_2)

Contraste de omisión de variables -
Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]
l_M3A_1
eur6m_1
Estadístico de contraste: F(2, 257) = 3,00048
con valor p = P(F(2, 257) > 3,00048) = 0,0515097

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 12 -
Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 2,00431
con valor p = P(F(12, 245) > 2,00431) = 0,0244737

45.- Justificación de un modelo ARI (3,1) con variable M3

Modelo 12: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M3A

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,00136225	0,000365499	3,727	0,0002	***
d_eur6m	-0,00188871	0,00248085	-0,7613	0,4472	
d_eur6m_1	0,00530509	0,00326221	1,626	0,1051	
d_eur6m_2	-0,000172726	0,00328257	-0,05262	0,9581	
d_eur6m_3	-0,00244342	0,00250347	-0,9760	0,3300	
ld_M3A_1	0,206794	0,0593369	3,485	0,0006	***
ld_M3A_2	0,171633	0,0602787	2,847	0,0048	***
ld_M3A_3	0,288334	0,0595148	4,845	2,18e-06	***
Media de la vble. dep.	0,004096	D.T. de la vble. dep.	0,004234		
Suma de cuad. residuos	0,003503	D.T. de la regresión	0,003671		
R-cuadrado	0,268042	R-cuadrado corregido	0,248335		
F(7, 260)	13,60163	Valor p (de F)	5,68e-15		
Log-verosimilitud	1126,559	Criterio de Akaike	-2237,118		
Criterio de Schwarz	-2208,391	Crit. de Hannan-Quinn	-2225,580		
rho	-0,038107	h de Durbin	-2,626633		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (d_eur6m_2)

Contraste de omisión de variables -
Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]
d_eur6m
d_eur6m_1
d_eur6m_2
d_eur6m_3
Estadístico de contraste: F(4, 260) = 1,18381
con valor p = P(F(4, 260) > 1,18381) = 0,3183

46.- Justificación de un modelo ARI (3,1) con variable M2

Modelo 14: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M2

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,00139526	0,000357326	3,905	0,0001	***
d_eur6m	-0,000783236	0,00214320	-0,3655	0,7151	
d_eur6m_1	0,00485311	0,00280428	1,731	0,0847	*
d_eur6m_2	-0,00311465	0,00282208	-1,104	0,2708	
d_eur6m_3	-0,00124832	0,00215523	-0,5792	0,5630	
ld_M2_1	0,288177	0,0590840	4,877	1,87e-06	***
ld_M2_2	0,0905413	0,0621777	1,456	0,1466	
ld_M2_3	0,303182	0,0599396	5,058	8,01e-07	***
Media de la vble. dep.	0,004409	D.T. de la vble. dep.	0,003708		
Suma de cuad. residuos	0,002583	D.T. de la regresión	0,003152		
R-cuadrado	0,296374	R-cuadrado corregido	0,277430		
F(7, 260)	15,64493	Valor p (de F)	4,28e-17		
Log-verosimilitud	1167,386	Criterio de Akaike	-2318,772		
Criterio de Schwarz	-2290,044	Crit. de Hannan-Quinn	-2307,234		
rho	-0,008050	h de Durbin	-0,519167		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 11 (d_eur6m)

Contraste de omisión de variables -
Hipótesis nula: [Los parámetros son cero para las variables]
d_eur6m
d_eur6m_1
d_eur6m_2
d_eur6m_3
Estadístico de contraste: F(4, 260) = 1,25975
con valor p = P(F(4, 260) > 1,25975) = 0,286282

47.- Modelo MCE final basado en la significatividad de los coeficientes y criterio de Akaike

Modelo 17: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M1

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,0634901	0,0168514	3,768	0,0002	***
l_M1_1	-0,00373827	0,00105225	-3,553	0,0005	***
eur6m_1	-0,00112027	0,000307204	-3,647	0,0003	***
d_eur6m	-0,00526527	0,00305981	-1,721	0,0865	*
d_eur6m_2	-0,00524647	0,00317062	-1,655	0,0992	*
ld_M1_1	0,209006	0,0594796	3,514	0,0005	***
ld_M1_3	0,106940	0,0595474	1,796	0,0737	*
Media de la vble. dep.	0,005651	D.T. de la vble. dep.	0,007031		
Suma de cuad. residuos	0,009043	D.T. de la regresión	0,005886		
R-cuadrado	0,314918	R-cuadrado corregido	0,299169		
F(6, 261)	19,99601	Valor p (de F)	3,28e-19		
Log-verosimilitud	999,4860	Criterio de Akaike	-1984,972		
Criterio de Schwarz	-1959,835	Crit. de Hannan-Quinn	-1974,876		
rho	-0,006868	h de Durbin	-0,493674		

48.- Pruebas de Autocorrelación del modelo MCE

MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: uhat

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	0,0278045	0,0500628	0,5554	0,5791
l_M1_1	-0,00164571	0,00298664	-0,5510	0,5821
eur6m_1	-0,000481113	0,000889695	-0,5408	0,5892
d_eur6m	-0,00234814	0,00332743	-0,7057	0,4810
d_eur6m_2	-0,00108872	0,00438408	-0,2483	0,8041
ld_M1_1	-0,249630	0,429540	-0,5812	0,5617
ld_M1_3	-0,0226484	0,262390	-0,08632	0,9313
uhat_1	0,227312	0,435643	0,5218	0,6023
uhat_2	0,0114622	0,108961	0,1052	0,9163
uhat_3	-0,00625548	0,265687	-0,02354	0,9812
uhat_4	0,0771492	0,0880685	0,8760	0,3819
uhat_5	0,103353	0,0678546	1,523	0,1290
uhat_6	0,000159580	0,0713294	0,002237	0,9982
uhat_7	0,0976138	0,0671762	1,453	0,1475
uhat_8	0,0186937	0,0647820	0,2886	0,7732
uhat_9	0,0876818	0,0650172	1,349	0,1787
uhat_10	0,0584236	0,0642604	0,9092	0,3641
uhat_11	0,125474	0,0649967	1,930	0,0547 *
uhat_12	-0,0174924	0,0652561	-0,2681	0,7889

R-cuadrado = 0,046039

Estadístico de contraste: LMF = 1,001423,
con valor p = $P(F(12,249) > 1,00142) = 0,448$

Estadístico alternativo: $TR^2 = 12,338569$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 12,3386) = 0,419$

Ljung-Box $Q' = 12,0966$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 12,0966) = 0,438$

49.- Modelo ARDL en incrementos basado en la significatividad de los coeficientes y criterio de Akaike

Modelo 25: MCO, usando las observaciones 2002:06-2024:08 (T = 267)
Variable dependiente: ld_M1

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0,00242635	0,000557609	4,351	1,94e-05	***
d_eur6m_2	-0,00923141	0,00270114	-3,418	0,0007	***
ld_M1_1	0,260404	0,0584229	4,457	1,23e-05	***
ld_M1_3	0,159772	0,0588472	2,715	0,0071	***
ld_M1_4	0,147865	0,0597701	2,474	0,0140	**
Media de la vble. dep.	0,005640	D.T. de la vble. dep.	0,007042		
Suma de cuad. residuos	0,009424	D.T. de la regresión	0,005998		
R-cuadrado	0,285530	R-cuadrado corregido	0,274622		
F(4, 262)	26,17636	Valor p (de F)	2,86e-18		
Log-verosimilitud	989,7489	Criterio de Akaike	-1969,498		
Criterio de Schwarz	-1951,562	Crit. de Hannan-Quinn	-1962,293		
rho	-0,028345	h de Durbin	-1,555458		

50. Pruebas de autocorrelación del modelo ARDL en incrementos

Contraste Breusch-Godfrey de autocorrelación hasta el orden 12
MCO, usando las observaciones 2002:06-2024:08 (T = 267)
Variable dependiente: uhat

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	-0,000359666	0,00138456	-0,2598	0,7953	
d_eur6m_2	-0,00186386	0,00380200	-0,4902	0,6244	
ld_M1_1	-0,188692	0,341300	-0,5529	0,5809	
ld_M1_3	0,158259	0,266804	0,5932	0,5536	
ld_M1_4	0,0905161	0,261853	0,3457	0,7299	
uhat_1	0,140466	0,343527	0,4089	0,6830	
uhat_2	0,0334978	0,108092	0,3099	0,7569	
uhat_3	-0,197599	0,266745	-0,7408	0,4595	
uhat_4	-0,194625	0,218537	-0,8906	0,3740	
uhat_5	0,0557177	0,0962551	0,5789	0,5632	
uhat_6	-0,0316366	0,0778290	-0,4065	0,6847	
uhat_7	0,0395466	0,0812995	0,4864	0,6271	
uhat_8	-0,0163601	0,0807450	-0,2026	0,8396	
uhat_9	0,0733621	0,0699857	1,048	0,2955	
uhat_10	0,0624389	0,0671701	0,9296	0,3535	
uhat_11	0,125186	0,0680837	1,839	0,0671	*
uhat_12	-0,0201657	0,0673788	-0,2993	0,7650	

R-cuadrado = 0,050765

Estadístico de contraste: LMF = 1,114166,
con valor p = $P(F(12,250) > 1,11417) = 0,349$

Estadístico alternativo: $TR^2 = 13,554267$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 13,5543) = 0,33$

Ljung-Box $Q' = 11,0998$,
con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(12) > 11,0998) = 0,52$

51.- Cointegración Pesaran con M2

Modelo 18: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M2

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0.0213093	0.0113447	1.878	0.0615	*
eur6m_1	-1.25592e-05	0.000136825	-0.09179	0.9269	
l_M2_1	-0.00122970	0.000695880	-1.767	0.0784	*
d_eur6m	-0.000701117	0.00215898	-0.3247	0.7456	
d_eur6m_1	0.00499545	0.00280141	1.783	0.0757	*
d_eur6m_2	-0.00300435	0.00281238	-1.068	0.2864	
d_eur6m_3	-0.000962071	0.00219528	-0.4382	0.6616	
ld_M2_1	0.269984	0.0595865	4.531	8.99e-06	***
ld_M2_2	0.0781353	0.0622719	1.255	0.2107	
ld_M2_3	0.290526	0.0600907	4.835	2.29e-06	***
Media de la vble. dep.	0.004409	D.T. de la vble. dep.	0.003708		
Suma de cuad. residuos	0.002545	D.T. de la regresión	0.003141		
R-cuadrado	0.306864	R-cuadrado corregido	0.282685		
F(9, 258)	12.69125	Valor p (de F)	1.11e-16		
Log-verosimilitud	1169.399	Criterio de Akaike	-2318.798		
Criterio de Schwarz	-2282.888	Crit. de Hannan-Quinn	-2304.374		
rho	-0.004959	h de Durbin	-0.368817		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable

Ho: $b[\text{eur6m}_1] = 0$; $b[l_M2_1] = 0$

Estadístico de contraste: $F(2, 258) = 1.95228$, con valor p = 0.144042

52.- Pesaran con M1:

Modelo 19: MCO, usando las observaciones 2002:05-2024:08 (T = 268)
Variable dependiente: ld_M1

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
const	0.0652789	0.0173349	3.766	0.0002	***
eur6m_1	-0.00116259	0.000318351	-3.652	0.0003	***
d_eur6m	-0.00565746	0.00407631	-1.388	0.1664	
d_eur6m_1	0.000435530	0.00530388	0.08212	0.9346	
d_eur6m_2	-0.00838165	0.00527135	-1.590	0.1131	
d_eur6m_3	0.00417296	0.00413558	1.009	0.3139	
l_M1_1	-0.00385249	0.00108022	-3.566	0.0004	***
ld_M1_1	0.214615	0.0612015	3.507	0.0005	***
ld_M1_2	-0.00455807	0.0629490	-0.07241	0.9423	
ld_M1_3	0.113129	0.0616055	1.836	0.0675	*
Media de la vble. dep.	0.005651	D.T. de la vble. dep.	0.007031		
Suma de cuad. residuos	0.009007	D.T. de la regresión	0.005909		
R-cuadrado	0.317670	R-cuadrado corregido	0.293868		
F(9, 258)	13.34624	Valor p (de F)	1.64e-17		
Log-verosimilitud	1000.025	Criterio de Akaike	-1980.051		
Criterio de Schwarz	-1944.141	Crit. de Hannan-Quinn	-1965.628		
rho	-0.011880	h de Durbin	NA		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable

Contraste sobre el Modelo 19:

Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
eur6m_1, l_M1_1

Estadístico de contraste: $F(2, 258) = 7.81868$, valor p 0.00050503