


ANÁLISIS DE ESTABILIDAD EN EL MODELO DE CARTERA DE LA DEMANDA DE DINERO EN LA EUROZONA: 1999-2023

Carlos Pateiro Rodríguez^A, Federico Martín Bermúdez^B, Esther Barros Campello^C



ARTICLE INFO	RESUMEN
<p>Article history:</p> <p>Received 09 October 2023</p> <p>Accepted 24 January 2024</p>	<p>Objetivo: Se analiza la estabilidad de la demanda de dinero en el enfoque del modelo de cartera en la eurozona, periodo 1999-2023, coincidente con el mandato del BCE.</p> <p>Marco Teórico: La búsqueda de una relación estable entre la demanda de dinero y sus determinantes es objeto de investigación recurrente en el marco de la teoría monetaria, en cuyo núcleo se se enmarca este trabajo.</p> <p>Diseño/ Metodología/ Enfoque: El trabajo empírico se realiza a través de una revisión sistemática de datos y decisiones del periodo: análisis de estacionariedad, cointegración y regresión, complementado con bibliografía especializada relevante.</p> <p>Hallazgos: La selección rigurosa de los costes de oportunidad de cada componente de M3, el estudio de los shocks del periodo, el análisis de las decisiones de política monetaria no convencional adoptadas y las técnicas estadísticas y econométricas utilizadas muestran la estabilidad de la demanda de dinero</p> <p>Implicaciones Prácticas y Sociales: Nuevos estudios permitirán determinar la tendencia hacia la liquidez de la demanda de dinero, más allá de tipo de interés y renta. La profundización futura en el análisis recomienda abordar el papel de la innovación financiera en productos y medios de pago.</p> <p>Originalidad/Valor: Es innovadora la selección de los costes de oportunidad de los componentes de M3, así como la agrupación realizada. Los datos utilizados incluyen los efectos de perturbaciones, no suficientemente abordadas por la literatura actual, constituyendo, en ese sentido, una aportación al acervo científico. Las conclusiones contienen orientaciones para la adopción de políticas.</p>
<p>Palabras clave:</p> <p>Política Monetaria; Banco Central; Demanda de Dinero; Estabilidad; Cointegración.</p> <div data-bbox="172 987 480 1234">  </div>	<p>Doi: https://doi.org/10.26668/businessreview/2024.v9i1.4114</p>

STABILITY ANALYSIS IN THE PORTFOLIO MODEL OF MONEY DEMAND IN THE EUROZONE: 1999-2023

ABSTRACT

Purpose: The stability of the demand for money is analyzed in the approach of the portfolio model in the eurozone, period 1999-2023, coinciding with the mandate of the ECB.

Theoretical Framework: The search for a stable relationship between the demand for money and its determinants is a recurring research topic within the framework of monetary theory. The work is framed in the core of monetary theory, continually subject to debate.

Design/Methodology/Approach: The empirical work is carried out through a systematic review of data and decisions from the period: stationarity, cointegration and regression analysis, complemented by relevant specialized bibliography.

^A Doctorado en Economía. Faculty of Economic and Business Sciences, University of A Coruña. Spain. Correo electrónico: carlos.pateiro@udc.es Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6530-9605>

^B Doctorado en Economía. Faculty of Economic and Business Sciences, University of A Coruña. Spain. Correo electrónico: federico.martin@udc.es Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6096-2277>

^C Doctorado en Economía. Faculty of Economic and Business Sciences, University of A Coruña. Spain. Correo electrónico: esther.barros@udc.es Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-2275-1994>

Findings: The rigorous selection of the opportunity costs of each component of M3, the study of the shocks produced in the period, the analysis of the unconventional monetary policy decisions adopted and the statistical and econometric techniques used show the stability of demand of money.

Research, Practical & Social Implications: The need for new studies is highlighted to determine the trend towards liquidity of the demand for money, beyond the interest rate and income. The future deepening of the analysis recommends us to consider the role of financial innovation in products and payment methods.

Originality/Value: The selection of the opportunity costs of some of the components of M3 is innovative, as well as the grouping carried out. The data used include the effects of disturbing events, not addressed by the currently available literature and, in that sense, constitute a contribution to the scientific heritage. The conclusions contain guidelines for policy adoption.

Keywords: Monetary Policy, Central Bank, Demand for Money, Stability, Cointegration.

ANÁLISE DA ESTABILIDADE DO MODELO DE CARTEIRA DE PROCURA DE DINHEIRO NA ÁREA DO EURO: 1999-2023

RESUMO

Objectivo: A estabilidade da procura de moeda é analisada na abordagem do modelo de carteira na zona euro, período 1999-2023, coincidindo com o mandato do BCE.

Enquadramento Teórico: A procura de uma relação estável entre a procura de moeda e os seus determinantes é um tema de investigação recorrente no âmbito da teoria monetária. O trabalho está enquadrado no cerne da teoria monetária, continuamente sujeito a debate.

Desenho/Metodologia/Abordagem: O trabalho empírico é realizado por meio de revisão sistemática de dados e decisões do período: estacionariedade, cointegração e análise de regressão, complementada por bibliografia especializada relevante.

Constatações: A selecção rigorosa dos custos de oportunidade de cada componente do M3, o estudo dos choques produzidos no período, a análise das decisões de política monetária não convencionais adoptadas e as técnicas estatísticas e econométricas utilizadas mostram a estabilidade da procura de moeda.

Implicações de investigação, práticas e sociais: Destaca-se a necessidade de novos estudos para determinar a tendência para a liquidez da procura de moeda, para além da taxa de juro e do rendimento. O futuro aprofundamento da análise recomenda que consideremos o papel da inovação financeira em produtos e métodos de pagamento.

Originalidade/Valor: A selecção dos custos de oportunidade de algumas das componentes do M3 é inovadora, assim como o agrupamento efetuado. Os dados utilizados incluem os efeitos de eventos perturbadores, não abordados pela literatura atualmente disponível e, nesse sentido, constituem uma contribuição para o património científico. As conclusões contêm orientações para a adoção de políticas.

Palavras-chave: Política Monetária, Banco Central, Demanda por Moeda, Estabilidade, Cointegração.

INTRODUCCIÓN

El objetivo último del Banco Central Europeo (BCE) es la estabilidad de precios, conforme a lo dispuesto en el Tratado de Maastricht. Si bien el Banco Central orienta su política monetaria a dicho objetivo, diversos acontecimientos pudieron haber afectado a la estabilidad del agregado monetario de referencia, así como a la participación de los diferentes componentes en el mismo. Entre otros: i) la aparición del euro en 2002; ii) la crisis económica y financiera iniciada a finales de 2007; iii) la crisis de la deuda soberana y del propio euro (2011-2013); iv) el proceso de la salida del Reino Unido de la Unión Europea (Brexit) (2016-2020); v) la crisis de la COVID19 a principios del 2020, y vi) la guerra de Ucrania a inicios de 2022. Estos acontecimientos, sobre todo el ii) y el iii), dieron lugar a un escenario de tipos de interés

decrecientes durante 15 años, con mínimos históricos sucesivos (herramienta NIRP), adopción de decisiones de política monetaria no convencionales (*quantitative easing*) consistentes en la provisión masiva de liquidez al sector bancario y la adopción, tras un intenso proceso de discusión, de programas de compra de deuda pública y privada por parte del BCE.

A diferencia de la mayoría de los más importantes bancos centrales, el BCE asigna un papel central al agregado monetario (M3) para la conducción de su política monetaria. Este hecho refuerza el interés por el estudio de la demanda de dinero y de su estabilidad en la eurozona. En efecto, en su estrategia inicial (BCE, 1999a), el BCE construye “un pilar monetario” que constituye un elemento central para su objetivo de la estabilidad de precios. En síntesis, anuncia una tasa de referencia del 4,5% anual para el crecimiento de M3 compatible con el objetivo de inflación del 2%, bajo los supuestos de una disminución anual de la velocidad de circulación de M3 entre el 0,5% y el 1% y un crecimiento tendencial del PIB real entre el 2% y el 2,5%. Este planteamiento se deriva de la aceptación del principio clásico, según el cual la inflación tiene un origen monetario. La relación entre el crecimiento monetario y la inflación se establece por el BCE a través de la versión moderna de la ecuación cuantitativa del dinero: $m+v=\pi+y$, donde m , v , π e y son las tasas de variación del agregado monetario, velocidad de circulación, tasa de inflación y crecimiento del PIB real, respectivamente. Según el propio BCE (1999a, 39) “Este punto de vista se basa en la creencia, confirmada por décadas de experiencia práctica y por numerosos estudios económicos de carácter empírico, de que una política monetaria que mantiene la estabilidad de precios de forma duradera y creíble, contribuirá de la mejor manera posible a la mejora de las perspectivas económicas y a la elevación de los niveles de vida”. Aun así, desde 2004 el BCE sigue recopilando y publicando el agregado M3, pero ya no le asigna un valor de referencia que pueda servir de guía para la su política monetaria.

En general existe un amplio consenso en torno al éxito del BCE en el control de la inflación desde 1999 hasta mediados de 2021. Cabe resaltar que, durante ese periodo, el agregado monetario M3, al que el BCE (1999b) le atribuye las propiedades de ser estable, controlable y un indicador adelantado de las expectativas de inflación, tuvo una evolución muy alejada de la tasa de referencia inicialmente anunciada por el BCE. En efecto, la tasa de inflación efectiva en el intervalo (0%-2,5%) fue compatible con tasas de crecimiento muy diversas de M3, desde tasas negativas a tasas del 12,6%, como se verá en el epígrafe 3 destinado a los datos.

A la vista de la evolución de estos datos, nuevos estudios teóricos y empíricos podrán arrojar más luz sobre las propiedades microeconómicas y macroeconómicas de este agregado monetario y su capacidad de constituir un indicador adelantado de las expectativas de inflación.

Desde la perspectiva de un modelo de cartera de la demanda de dinero, el objetivo de nuestro trabajo pone el énfasis en el análisis de la evolución de la participación de los diferentes componentes de M3, a fin de conocer en qué medida las decisiones de la política monetaria convencionales y no convencionales adoptadas por el BCE, pudieron afectar a su estabilidad. Este enfoque de demanda de cartera nos permite analizar el proceso de sustitución dentro del propio agregado M3 inducido por la evolución de las variables determinantes, sobre todo renta y tipos de interés, y por los diferentes shocks.

Agrupamos los siete componentes de M3 en cinco; (1) efectivo en circulación (cc), (2) depósitos a la vista (dv), (3) depósitos a plazo de hasta 2 años (d2a), (4) depósitos disponibles con preaviso de tres meses (dred) y (5) instrumentos de mercado (im) (suma de cesiones temporales, participaciones en fondos del mercado monetario y valores distintos de acciones hasta 2 años).

En general, la relación de cada componente con las variables renta y tipo de interés se mantienen estables durante todo el periodo analizado, a pesar de los importantes acontecimientos con potencial desestabilizador.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. Después de esta introducción, en el apartado 2 se presenta una amplia revisión de la literatura sobre los trabajos teóricos y empíricos sobre el comportamiento de M3 y la estabilidad de su relación con las variables principales de las que depende. En la sección 3 se exponen los datos utilizados y sus fuentes, así como las variables dummy introducidas en el trabajo empírico y su justificación. La metodología y el trabajo empírico se incluyen en el epígrafe 4. En el apartado 5 se resumen los principales resultados. Por último, se destina el apartado 6 a las principales conclusiones.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

El papel prominente que el BCE otorga a la evolución monetaria exige un estrecho conocimiento de las propiedades de la demanda de dinero en el área euro. Algunos trabajos enfatizan la importancia que tiene la disponibilidad de la información precisa contenida en los agregados monetarios en una estrategia de política monetaria orientada a la estabilidad de precios (BCE, 1999a; Papademos y Stark, 2010; Masuch, Nicoletti-Altamari, Rostagno y Pill, 2003; Pateiro-Rodríguez, Barros, Varela y Pateiro-López, 2016). Al propio tiempo, el análisis

de los modelos de demanda de dinero permite disponer a la autoridad monetaria de un marco capaz de mostrar las relaciones entre la evolución monetaria y las variables macroeconómicas determinantes que le permitan explicar los procesos de sustitución dentro del propio agregado, entre los que destaca una tendencia a la preferencia creciente por los activos más líquidos, excepto en los últimos 12 meses del periodo analizado. La importante subida de los tipos de interés provocó un notable cambio en la recomposición del agregado monetario, como veremos en esta misma sección.

La incertidumbre surgida tras los ataques terroristas de 2001 en Nueva York, la aparición del euro en 2002, la crisis financiera en 2008, la crisis de la deuda y del euro en 2011-2013, el proceso de la salida del Reino Unido de la UE (Brexit) (2016-2020), la crisis de la COVID 19 y, más recientemente, la guerra de Ucrania, entre otros, generan, por una parte, procesos de traslado hacia los componentes más líquidos de M3 (dinero en circulación y depósitos a la vista), tendencia que cambia a mediados de 2022, como consecuencia de la rápida y fuerte subida de los tipos por el BCE. Estos hechos pueden comprometer la relación estable entre demanda de dinero y las variables macroeconómicas determinantes (Fischer, Lenza, Pill y Reichlin, 2009, Greiber y Lemke 2005, Carstensen, 2006).

Los trabajos que se orientan a la explicación de la reestructuración internacional de cartera, como el de Santis, Favero y Roffia (2013), muestran estabilidad en la demanda de M3 y el modelo de cartera en la EA. Jung (2016a, 2016b), a través de técnicas econométricas, estudia, junto a la estabilidad de las demandas individuales de M3, el modelo de cartera de las participaciones de cada componente en dicho agregado, concluyendo la existencia de estabilidad en ambos enfoques. Lebre de Freitas (2022), en un modelo de economía abierta, incluye como regresores el tipo de interés a largo plazo de Estados Unidos (US), junto con el tipo de interés doméstico y la renta, identificando una relación significativa y estable entre estos regresores y la demanda de dinero en la eurozona. Frente a la sustitución entre componentes de M3, su trabajo se centra en la sustitución entre moneda doméstica y moneda extranjera. Por último, sus conclusiones ponen en duda la utilidad del contenido informativo de M3 para el análisis de las expectativas de inflación. En un contexto similar, Barnett, Ghosh y Adil (2022), encuentran también una demanda de dinero estable cuando añaden como regresor el tipo de cambio real efectivo. Sostienen, además, que la tasa de crecimiento de un agregado monetario amplio contiene capacidad informativa para el control a largo plazo que condiciona las decisiones sobre los tipos de interés a corto plazo.

De acuerdo con Nautz y Rondof (2011), trabajos basados en análisis de cointegración muestran estabilidad de la demanda de dinero a largo plazo. Adicionalmente, Jung (2015), mediante la aplicación de análisis de panel, descubre que el efecto liquidez sobre la demanda de dinero muestra una considerable dispersión entre países de la EA.

Frente a la expectativa de importantes distorsiones en el mecanismo de transmisión monetaria tras el estallido de las crisis y la adopción de medidas no convencionales por parte del BCE, estudios recientes de Dreger y Wolters (2014) constatan que tales medidas no introdujeron inestabilidad en las relaciones de la demanda de dinero amplia en la EA. Foresti y Napolitano (2014), mediante técnicas de datos de panel, muestran que la relación entre la demanda de dinero y sus determinantes depende del agregado monetario elegido por el banco central y concluyen que M2 goza mayor estabilidad frente a M3 y M1. El agregado M2 goza de una posición prominente en los análisis monetarios de US, siendo estos análisis mucho más escasos en la EA (Reynard, 2007).

Barigozzi y Conti (2018), mediante los test de cointegración de Bierens y Martins (2010), realizan una comparación de modelos entre diferentes especificaciones y descubren que los factores principales para la dinámica del agregado monetario M3 de la EA son el *spread* de la relación precio/beneficio con los activos de US y los cambios en la tasa de desempleo, representativos del motivo especulación y del motivo precaución de la demanda de saldos reales, respectivamente, y estiman un nuevo VECM estable del dinero, mercado de acciones y desempleo. Respecto de las *quantitative easing* sostienen que constituyen un indicador adelantado de periodos de estrés financiero y tienen también un significativo, aunque débil, contenido para pronosticar la inflación.

El largo proceso del (Brexit) y el shock producido por la pandemia de la COVID19 prolongaron en el tiempo la necesidad de las políticas monetarias no convencionales del BCE. Más recientemente, la guerra de Ucrania contribuyó a la suavización de la retirada de los estímulos monetarios en medio ya de un importante proceso inflacionario. Algunos trabajos se centran en analizar el papel de la incertidumbre en las decisiones de política monetaria. Así, utilizando un enfoque ARDL Bahamani-Oskooee, Kones y Kutan (2015) investigan los efectos de la incertidumbre de la política económica sobre la demanda de dinero en el Reino Unido para el periodo 1997-2013. Descubren que dicha incertidumbre tiene efectos negativos sobre el impacto en el corto plazo y es no significativo su efecto a largo plazo. Con similar metodología, Ivanovski and Churchill (2019) descubren efectos negativos a corto plazo, pero positivos a largo plazo para

Australia. Por último, Bahamani-Oskooee y Nayeri (2020), a través de ARDL asimétrico encuentran evidencia de efectos asimétricos significativos en el largo plazo para Korea y Japón.

El papel del exceso de la cantidad de dinero sobre la estabilidad de la demanda de dinero y sobre la inflación es analizado por Albulescu y Pepin (2018). Kjosevski y Petkovski (2017) encontraron estabilidad de la demanda de dinero en el grupo de países del sureste de Europa.

Bisoondeal, Binner y Karoglou (2023), mediante análisis de cointegración, investigan los efectos sobre la estabilidad de la demanda de dinero en el Reino Unido, área euro y US. Utilizan tres medidas de la volatilidad (incertidumbre): la volatilidad de los mercados de acciones, la incertidumbre de la política económica (Brexit) y la volatilidad de las enfermedades infecciosas (COVID19). Estas tres medidas de incertidumbre afectan a la estabilidad de la demanda de dinero en las tres economías analizadas.

La literatura sobre el análisis de los siete componentes de M3 y sobre la participación de cada uno de ellos, bien individualmente o agrupados convenientemente, tampoco es abundante. Algunos trabajos inciden en este aspecto de M3. Entre otros, Calza, Jung y Stracca (2000), Jung (2015), Pateiro et al. (2016) y Pateiro-Rodríguez, Freire, López y Pateiro-López (2020).

Los trabajos de investigación sobre la demanda de dinero en US son muy numerosos, si bien se centran en el estudio de M2 (Duca y VanHoose, 2004). Los trabajos sobre el agregado M2 en la EA son escasos (Rynard, 2007). Por último, respecto de M1, Stracca (2003) descubre evidencia de estabilidad. Por último, Fischer, Köhler y Seitz (2004) detectaron signos de inestabilidad del dinero en circulación con la aparición del euro en 2002.

Con datos previos a la creación del BCE, Coenen y Vega (1999), Brand y Cassola (2000) y Calza, Gerdesmeier y Levy (2001) obtienen evidencia sobre la estabilidad del agregado monetario M3, así como la existencia de una relación de cointegración que incluye dinero, precios, renta nacional y algunas variables que miden los costes de oportunidad de mantener dinero.

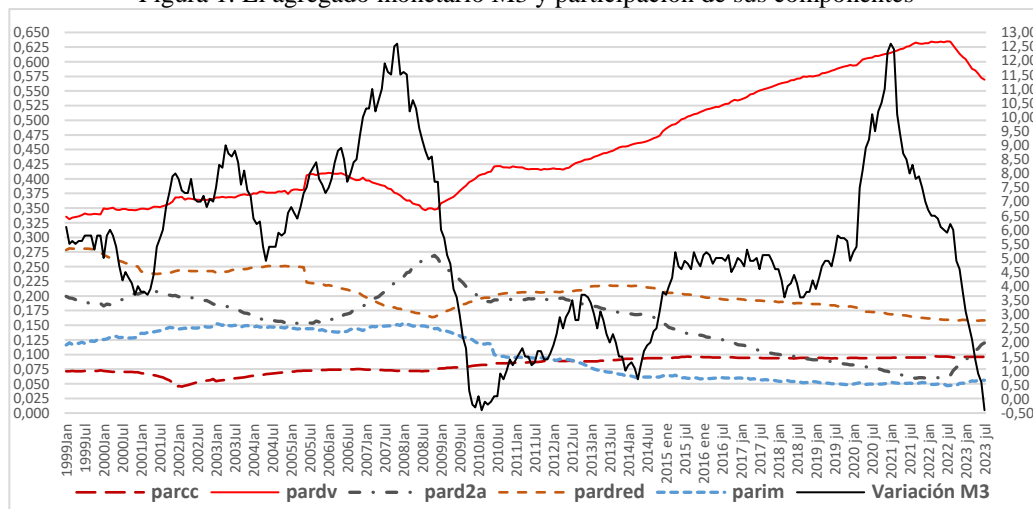
Desde el punto de vista metodológico, se han utilizado modelos de regresión lineal, a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), incorporando el mecanismo de corrección de errores (MCE), como en Duca y VanHoose (2004), Belke y Czudaj (2010), Jung (2016a), Pateiro et al. (2020), entre otros. Esta metodología resulta ser la herramienta econométrica estándar en el estudio de la demanda de dinero. Junto a las anteriores, el análisis de cointegración es la metodología frecuentemente utilizada en destacados estudios de la demanda de dinero, como se señaló más arriba. Foresti y Napolitano (2014) y Pateiro et al. (2016) utilizan, adicionalmente, el modelo dinámico de Stock Watson (DOLS).

LOS DATOS

Los datos abarcan el período enero/1999-julio/2023 (295 observaciones) que se corresponde con el mandato del BCE. Todas las series están constituidas por datos mensuales, con excepción del PIB que es trimestral. Los datos relativos a M3, y agrupados sus componentes en 5, como se indicó, son los saldos vivos a fin de mes, desestacionalizados, denominados en euros. La suma de los componentes equivale al agregado M3. A su vez, la suma de las participaciones de los componentes es igual a la unidad. La fuente de todos los datos monetarios es el BCE (EA composición cambiante). Los datos de *dv*, *d2a* y *dred* son suavizados a través de la media móvil de 6 meses entre enero y diciembre de 2005 para corregir el efecto de la clasificación como depósitos a la vista de los depósitos disponibles con preaviso realizada por España en junio de 2005. La figura 1 muestra la tasa de crecimiento anual de M3 y la evolución de la participación de los componentes de M3 agrupados como se indicó. Los datos trimestrales del PIB fueron convertidos en datos mensuales usando una técnica de interpolación cúbica y ajustados estacionalmente mediante Census X-12.

La figura 1 muestra la evolución de M3 y la participación de sus componentes.

Figura 1. El agregado monetario M3 y participación de sus componentes



Fuente: Preparado por los autores. Datos del BCE. Variación de M3 en eje derecho (2023)

En este trabajo resulta de gran interés la adecuada selección de los tipos de interés propio de los cinco componentes citados de M3 para la obtención de un tipo de interés compuesto para el agregado monetario amplio, ponderado por las participaciones de cada componente en el mismo. El tipo de interés propio del dinero en circulación es, como sabemos, igual a cero. Como tipo de interés propio de los depósitos a la vista (*rdv*), depósitos a plazo hasta dos años (*rd2a*), depósitos redimibles con preaviso (*rdred*) y de los instrumentos de mercado (*rim*) tomamos,

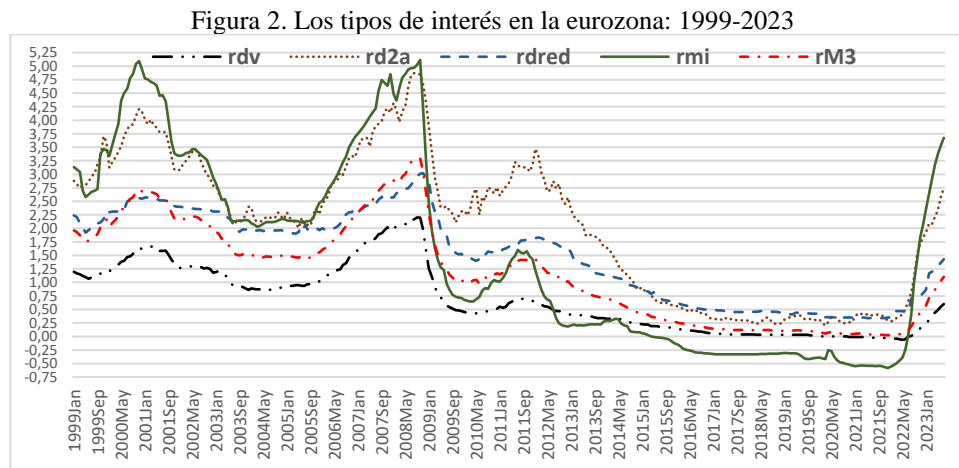
respectivamente, los tipos de interés de los depósitos a un día de corporaciones, de los depósitos de hogares hasta dos años, de los depósitos redimibles con preaviso de hogares y el EURIBOR a tres meses. Respecto del tipo de interés propio de los depósitos a la vista, nuestra opción es distinta a la de Jung (2016a), quien utiliza el tipo de interés de los nuevos préstamos a empresas no financieras. La elección del tipo de interés de los depósitos a la vista como su tasa de interés propia constituye, a nuestro entender, una medida más apropiada y directa para la valoración por parte de los agentes de la liquidez y de la rentabilidad de este activo frente a otros alternativos. Algunos trabajos, como Jung (2016a), utilizan como depósitos a corto plazo (dcp) la suma ($d2a+dred$), siendo su tipo de interés propio una media ponderada de los tipos antes citados, de acuerdo con la siguiente expresión: $rdc = \frac{(rd2a)(d2a)+(rdred)(dred)}{d2a+dred}$. Nosotros estudiamos por separado ambos depósitos a corto plazo, cada uno con su propio tipo de interés. Obsérvese que $d2a$ se incrementaron considerablemente desde principios de 2022, debido al fuerte incremento de los tipos de interés. Sin embargo, los $dred$ apenas han reaccionado. Las fuentes de los datos son: BCE (composición cambiante) para depósitos a la vista y depósitos a corto plazo, y Reuters para el interés propio de los instrumentos monetarios. Nuestro enfoque toma en consideración las diferentes alternativas de los agentes en la construcción de su cartera en función de las preferencias por la liquidez entre estos dos activos rentables.

Finalmente, el tipo de interés compuesto de M3 (RM3) se calcula a través de la media ponderada de las tasas propias de retorno de sus componentes, basado sobre las proporciones, variables en el tiempo, de cada componente sobre M3. Para su cálculo utilizamos la expresión:

$$RM3 = \frac{dv}{M3}rdv + \frac{d2a}{M3}rd2a + \frac{dred}{M3}rdred + \frac{im}{M3}rim \quad (1)$$

Como se puede observar en la figura 2, los tipos de interés propios utilizados, así como el tipo de interés compuesto de M3 tienen una clara tendencia bajista desde el último trimestre de 1999 hasta mediados de 2022, salvo en tres momentos del periodo analizado: 2000-2001, 2006-2008 y 2010-2011. El BCE aplicó una política monetaria restrictiva durante el primer año de su ejercicio, estrategia que la literatura interpreta como un argumento para ganar credibilidad. Dichas señales de política monetaria fueron secundadas por los tipos a los diferentes plazos y por el mercado interbancario. Esto explica el notable ascenso de todos los tipos durante 1999. En 2000 iniciaron una fase prolongada de descenso hasta finales de 2005. El período 2006-2008 se caracteriza por un continuo ascenso de los tipos, alcanzando máximos del período en el último trimestre de 2008. A partir de finales de 2008, con la crisis financiera

y económica se produjo un derrumbe de los tipos de interés, con un ligero ascenso en 2011 y primer trimestre de 2012, para alcanzar mínimos históricos sucesivos desde el último trimestre de 2011 hasta diciembre de 2021. Sin embargo, desde mediados de 2022, todos los tipos de interés, inducidos en parte por el fuerte rebrote inflacionario iniciado a mediados de 2021, experimentan una pronunciada tendencia creciente, alcanzando niveles en torno a los máximos del periodo BCE.



Fuente: Preparado por los autores. Datos del BCE. (2023)

El agregado monetario M3 se mantuvo en torno a la tasa de crecimiento de referencia inicial (4%-5%), salvo entre finales de 2001 y principios de 2004 (7%-8%). Desde 2004 hasta finales de 2007 mantuvo una tendencia creciente, alcanzando un primer máximo histórico del 12% en octubre de 2007. Desde este máximo, la tasa de crecimiento desciende de forma ininterrumpida hasta el -0,3% en febrero de 2010. Su comportamiento desde esta fecha hasta finales de 2018 ha sido errático, habiendo alcanzado un nuevo mínimo a mediados de 2014, en torno al 1,5%. Entre la mitad de 2015 y 2018 se situó en torno al 5%. Desde mediados de 2018 hasta principios de 2021 experimentó una fuerte tendencia creciente hasta alcanzar un nuevo máximo del 12,6% en enero de 2021. Desde ese momento, la tasa de crecimiento experimentó una rápida y pronunciada caída, situándose en tasa negativa por segunda vez (-0,40%) en julio de 2023. Subrayamos, pues, dos máximos de crecimiento de M3 en octubre 2007 y enero de 2021 (12% y 12,6%), respectivamente, y dos mínimos (-0,2% y -0,4%) en febrero de 2010 y julio de 2023, respectivamente.

El comportamiento de la tasa de variación del agregado monetario M3 por una parte, y de la inflación y de los tipos de interés por otra, exhiben su claro papel como indicadores adelantados (M3) y retardados (precios y tipos de interés) del ciclo económico.

Si bien los indicadores de inflación eran ya notables a mediados de 2021, las consecuencias de la crisis pandémica alargaron en el tiempo el mantenimiento de tipos de interés reducidos. Fue en el periodo 2012-2022 en el que el BCE adoptó las decisiones más relevantes de su política monetaria no convencional. En su conjunto, los programas de compra de activos públicos y privados (APP), las operaciones de mercado abierto a muy largo plazo (TLTROs) y los programas de compras de emergencia vinculados a la pandemia (PEPP) alcanzaron un volumen superior a los 6 billones de euros.

En la medida en que los acontecimientos perturbadores pueden tener efectos sobre la participación de cada componente en el agregado monetario que se traducen en un fuerte proceso de sustitución dentro de M3, así como sobre la estabilidad de la relación entre M3 y cada uno de sus componentes con las variables macroeconómicas determinantes, en el trabajo econométrico introducimos las siguientes variables *dummy*: *dumcf* recoge la información cualitativa de la crisis financiera. Otorgamos el valor 0 hasta agosto de 2008 y 1 desde septiembre de 2008 (quiebra de Lehman Brothers); *dumrevim*, con valor 0 hasta mayo de 2010 y 1 hasta julio de 2023, intenta capturar los efectos de la corrección (BCE 2012) de las estadísticas monetarias de los instrumentos de mercado; *dumcovid*, con valor 1 desde abril de 2020, con el objeto de captar los efectos de la pandemia. Si bien hemos evaluado el papel de una cuarta *dummy* con la intención de recabar información de las consecuencias de la guerra de Ucrania, la reducida extensión de los datos transcurridos de la misma dentro del periodo analizado, nos aconsejan prescindir de esta variable ficticia en este trabajo.

TRABAJO EMPÍRICO Y METODOLOGÍA

Como se indicó en la introducción, la demanda de dinero de cada uno de los componentes de M3 puede ser explicada por variables macroeconómicas, entre las cuales figura una variable transaccional (la renta) y el coste de oportunidad (tipos de interés), como es tradicional en los textos de macroeconomía. No obstante, en períodos en los que se suceden acontecimientos como los señalados más arriba, con capacidad para perturbar la relación entre la demanda de dinero y las variables macroeconómicas que la determinan, adquiere interés la investigación de la estabilidad de dicha relación y, en consecuencia, la estabilidad de la demanda de dinero.

De acuerdo con lo anterior, expresamos la demanda de un componente M_i de M3 a través de la ecuación:

$$M_i = f(Y, co_i, Dum_{(1,2,n)}) \quad (2)$$

Donde:

Y representa la renta (en nuestro caso, el PIB), co_i es el coste de oportunidad del correspondiente componente y $Dum_{(1,2,n)}$ son las variables dummy utilizadas.

El análisis de las participaciones de cada componente en M3 exhibe el proceso de sustitución entre los diferentes componentes dentro de M3. La proporción de cada componente en M3 se explica por una variable transacción y una variable representativa del tipo de interés. La primera es la relación entre el PIB y M3, mientras que la segunda es RM3, conforme a la ecuación [3]. La especificación general es:

$$\frac{M_i}{M_3} = f\left(\frac{PIB}{M_3}, RM3, Dum_{(1,2,n)}\right) \quad (3)$$

Como paso previo a la estimación de las ecuaciones de regresión para cada una de las participaciones de los componentes de M3, realizamos los test de raíces unitarias Dickey-Fuller (ADF) a todas las series de datos. La tabla 1a) muestra los resultados de las pruebas ADF en niveles y en primeras diferencias de las 5 participaciones de M3, el tipo de interés compuesto utilizado RM3, y la relación PIB/M3. Todos los test se realizan con constante y tendencia.

Tabla 1. Pruebas de estacionariedad. Test de raíces unitarias

Tabla 1 a). Test de raíces unitarias: ADF			Tabla 1 b). Test de raíces unitarias: PP		
Dickey-Fuller (ADF)			Phillips-Perron (PP)		
Variable	Niveles	Primeras diferencias	Variable	Niveles	Primeras diferencias
parcc	-0.785	-5.46	parcc	-0.758	-14.808
pardv	-1.187	-3.14	pardv	-0.609	-13.576
pard2a	-2.008	-2,096	pard2a	-1.141	-10.11
pardred	-1.337	-3.628	pardred	-1.643	-14.747
parim	-0.223	-5.406	parim	-0.124	-17.52
Parpibm3	-2.083	-6.312	Parpibm3	-1.035	-13.712
RM3	-1.593	-4.846	RM3	-1.502	-5.892

Valores críticos de MacKinnon al 1%, 5% y 10%: -3.45, -2.87 y -2.57

Fuente: Preparada por los autores (2023)

Como se puede observar, en el período 1999m1-2023m7, todas las series son no estacionarias en niveles (paseos aleatorios) y resultan estacionarias en primeras diferencias. Son, pues, integradas de orden uno $I(1)$. Por ser bajo, en general, el poder de los test de raíces

unitarias, contrastamos la robustez de los resultados mediante la aplicación de los test de Phillips-Perron (PP) a las mismas series de datos, cuyos resultados figuran en la tabla 1b).

A continuación, se estiman las ecuaciones de regresión para la proporción de cada componente de M3 a través del método de MCO. La tabla 2 contiene los resultados de la regresión [4] para cada una de las proporciones de los cinco componentes de M3.

$$\text{Log} \frac{M_i}{M_3} = \beta_0 + \beta_1 \text{Log} \frac{PIB}{M_3} + \beta_2 RM3 + \beta_3 dumcf + \beta_4 dumrevim + \beta_5 dumcovid + \varepsilon \quad (4)$$

Como se puede observar en la tabla 2, algunos coeficientes de la variable transaccional tienen el signo contrario al que se asume respecto de las demandas de dinero individuales respectivas y no se corresponde con el esperado teóricamente. En realidad, este enfoque de cartera explica el desarrollo de cada componente individual de M3 respecto de cada uno de los otros. El coeficiente β_1 es la elasticidad renta de los diferentes componentes. Los coeficientes de la variable tipo de interés (RM3) presentan el signo esperado, es decir, los activos más líquidos de M3 se reducen cuando el tipo de interés aumenta y viceversa. Todas las variables presentan un elevado nivel de significación. Los valores de la F de Snedecor avalan la significación conjunta de todos los coeficientes de regresión. El R^2 , por su parte, en torno a 0,90 puede considerarse elevado en este tipo de trabajos.

Tabla 2. Resultados de la ecuación de regresión [4]

Participaciones	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	R^2	F
Dinero circulac. (parcc)	3.18*** (-36.29) [0.000]	-0.4547*** (-6.33) [0.000]	-0.016* (-1.74) [0.081]	0.04 (1.52) [0.126]	0.136*** (6.34) [0.000]	-0.051*** (-2.66) [0.008]	0.81	224
Depósitos vista (pardv)	-1.47*** (-27.2) [0.000]	-0.636*** (-14.18) [0.000]	-0.1155*** (-19.11) [0.000]	-0.190*** (-11.55) [0.000]	0.129*** (9.64) [0.000]	0.074*** (6.16) [0.000]	0.94	927
Depósitos corto plazo (pard2a)	-1.748*** (12.76) [0.000]	0.594*** (5.21) [0.000]	0.0355*** (23.24) [0.000]	0.50*** (12.57) [0.000]	-0.109** (-3.21) [0.015]	-0.4139*** (-13.58) [0.000]	0.90	504
Depósitos redemibles (pardred)	0.166*** (3.89) [0.0001]	1.314*** (3.369) [0.000]	-0.072*** (-15.09) [0.000]	0.063*** (4.83) [0.000]	0.034*** (3.31) [0.001]	0.0069 (0.72) [0.493]	0.93	815
Instr. monetarios (parim)	-	1.89*** (50.31) [0.000]	0.09*** (4.86) [0.000]	0.44*** (9.79) [0.000]	-0.56*** (-12.45) [0.000]	0.09*** (2.89) [0.004]	0.85	744
Pard2a+pardred	-0.12 (-1.83) [0.06]	0,876*** (14.9) [0.000]	0.12 (15.28) [0.000]	0.25 (11.79) [0.000]	-0.004 (-2.65) [0.008]	-0.164 (-10.5) [0.000]	0.91	595

Entre paréntesis, la *t* de Student. Entre corchetes, los *p* val. ***, **, * significación: 1%, 5%, 10%, respectivamente

Fuente: Preparada por los autores (2023)

Si bien los valores p y R^2 resultan atractivos, las pruebas t y F pueden no ser válidas cuando, como es el caso, la regresión se hace entre series de tiempo no estacionarias, debido a la posible presencia de regresión espuria. Por esta razón, se realiza un análisis de cointegración a través de la metodología de Johansen (1991). Los grupos de variables expuestos en la tabla 3 muestran la existencia de vector de cointegración, excepto en el caso de la variable *pardred*. Adicionalmente se realiza la misma prueba para la suma de los depósitos a plazo de dos años y de los depósitos redimibles. En este caso, la prueba de la traza muestra la existencia de dos vectores de cointegración. Podemos, pues, afirmar que la ausencia de regresión espuria nos permite asegurar la validez de las pruebas t y F de la estimación de las regresiones [3].

Tabla 3. Test de cointegración de Johansen para las participaciones en M3

Participaciones	Estadístico de la traza	Valor crítico	Autovalor	Valor Crítico
parcc, <i>parpibm3</i>	19.09	15.49	14.30	15.49
pardv, <i>parpibm3</i> , RM3	41.12	29.79	30.11	21.13
pard2a, <i>parpibm3</i> , RM3	39.91	29.79	25.21	21.13
<i>pardred</i> ^(a) , <i>parpibm3</i> , RM3	22.31	29.79	10.58	21.13
parim, <i>parpibm3</i> , RM3	33.55	29.79	22.21	21.13
(<i>pard2a+pardred</i>), <i>parpibm3</i> , RM3 ^(b)	46.25 15.93	29.79 15.49	30.33	21.13

El estadístico de la traza y el estadístico del autovalor muestran que existe cointegración en todos los casos, salvo para *pardred*^(a) que no presenta ningún vector de cointegración. ^(b) La suma de (*pard2a+pardred*) presenta, según el estadístico de la traza, 2 vectores de cointegración, no confirmado el segundo por el estadístico del autovalor.

Fuente: Preparada por los autores (2023)

Con el objetivo de atar el comportamiento de corto plazo de las participaciones de cada uno de los componentes en M3 con su valor de largo plazo utilizamos el término de error (ECT), técnica utilizada por primera vez por Sargan (1964) y popularizada más tarde por Engle y Granger (1987). La especificación de un modelo de corrección de errores (ECM) permite testar la presencia de una relación de cointegración entre las variables, de manera que el ECM puede ser utilizado para testar la estabilidad a largo plazo de las funciones en el enfoque de cartera de la demanda de dinero. Utilizamos el término de corrección de errores con el retardo de un mes. El ECM para tasas de crecimiento mensuales de las proporciones de cada componente en M3 viene dado por la ecuación [5]:

$$\Delta parm_t^i = \beta_0 + \beta_1 \Delta parpibm3_t + \beta_2 \Delta RM3 + \beta_3 ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde Δ es el operador de diferencias (un mes), $parm^i$ es la participación en M3 del componente i , *parpibm3* es la participación del PIB sobre M3 (una proxy de la velocidad de

circulación del dinero), RM3 es el tipo de interés compuesto de M3 calculado de acuerdo con la ecuación [1], ECT son los residuos de las regresiones [4] de las participaciones de los distintos componentes en M3 (tabla 3) y ε es el término de error.

$$\text{Log} \frac{M_i}{M_3} = \beta_0 + \beta_1 \text{Log} \frac{\text{PIB}}{M_3} + \beta_2 \text{RM3} \quad (6)$$

La tabla 4 contiene los resultados de los coeficientes normalizados de la regresión de cointegración de las participaciones de M3, obtenidas aplicando el método de Johansen. Se trata de las funciones de demanda a largo plazo de acuerdo con la ecuación [6]. Todas ellas muestran estabilidad durante el periodo analizado. La cuarta columna muestra los resultados del ECT obtenido de acuerdo con [5]. El término de corrección de errores (ECT) recoge el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. El coeficiente estimado $\hat{\beta}_3$, negativo en todos los casos, muestra la existencia de una relación negativa entre la variable dependiente y el término de corrección de error. Por ser estadísticamente significativo, excepto en el caso de la participación de los depósitos redimibles (pardred), nos indica la proporción del desequilibrio en la participación en M3 de cada M_i de un periodo que es corregida en el periodo siguiente. Al igual que los test de Johansen de la tabla 3, los t -ECM de la tabla 4, para el total de la muestra, nos informan que la hipótesis nula de no cointegración puede ser rechazada a favor de la existencia de cointegración. Como se puede observar, los pardred no presentan cointegración, tanto a través de los test de Johansen como del resultado de t -ECT. Añadimos los test de Johansen y lost-ECM a la suma de los (pard2a+pardred). Ambos test permiten rechazar la hipótesis de no cointegración.

Tabla 4. Funciones de demanda a largo plazo en la demanda de cartera y ECM para las participaciones de cada componente de M3

	Const $\hat{\beta}_0$	(PIB/m3) $\hat{\beta}_1$	RM3 $\hat{\beta}_2$	ECT $\hat{\beta}_3$	R ²
parcc	-3.23*** (45.2) [0.000]	-0.6033*** (-12.61) [0.000]	-0.065*** (-7.31) [0.000]	-0.0299** (-2.55) [0.011]	0.74
pardv	-1.35*** (24.36) [0.000]	-0.52*** (14.10) [0.000]	-0.1226*** (-17.54) [0.000]	-0.0024*** (-3.97) [0.0001]	0.87
pard2a	-1.82*** (-10.3) [0.000]	0.329*** (2.77) [0.006]	0.2956*** (13.22) [0.000]	-0.0039*** (-5.91) [0.000]	0.66
pardred	0.038 (1.11) [0.26]	1.1547*** (50.31) [0.000]	-0.092*** (-21.28) [0.000]	-0.00008 (-0.14) [0.88]	0.92
parim	-1.77***	0.776***	0.3208***	-0.0016**	0.85

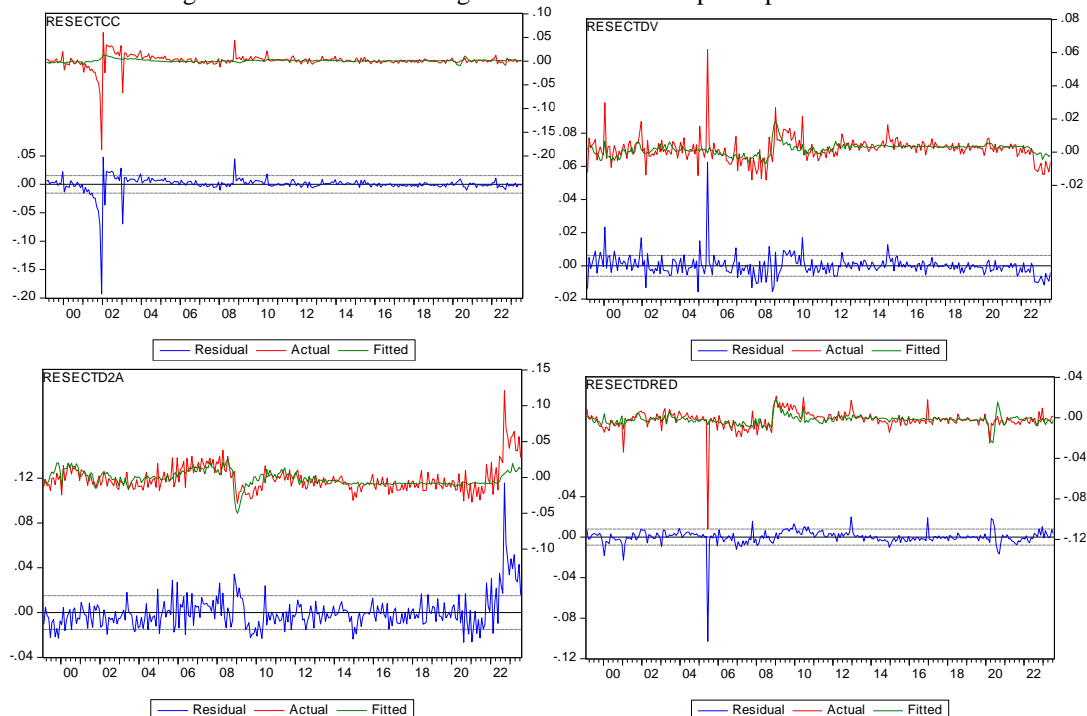
	(-13.25) [0.000]	(8.68) [0.000]	(19.09) [0.000]	(-2.63) [0.008]	
pard2a+pardred	-0.243** (-2.91) [0.003]	0.68*** (12.16) [0.000]	0.089*** (8.51) [0.000]	-0.0143** (-2.13) [0.034]	0.76
Entre paréntesis, el estadístico <i>t</i> . Entre corchetes, el <i>p-val</i> . ***, **, * indican significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.					

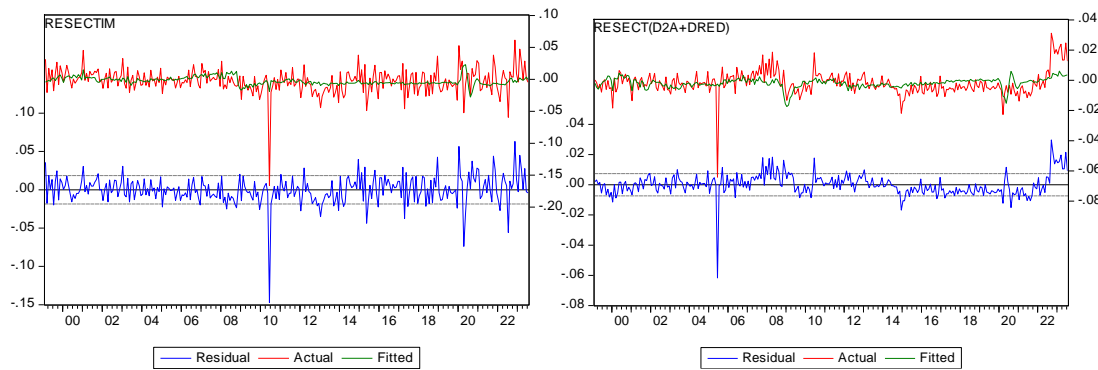
Fuente: Preparado por los autores (2023)

Estos resultados están en línea con los de Calza et al. (2000) quienes, con datos de 20 años antes de la unión monetaria, obtuvieron resultados del *t*-ECM que confirmaban la existencia de cointegración para las participaciones de los diferentes componentes de M3, excepto para el caso de los instrumentos de mercado (im). Con los datos del periodo analizado por nosotros, 1999-2023, sin embargo, encontramos también cointegración en la participación de estos instrumentos, tanto a través de los test de Johansen como del t-ECT.

La figura 3 muestra los residuos de la estimación de la regresión [5] para las participaciones en M3 de los respectivos componentes, cuyos resultados figuran en la tabla 4.

Figura 3. Residuos de las regresiones ECM de las participaciones de M3





RESECTCC, RESECTDV, RESECTD2A, RESECTIM y RES(D2A+DRED) son, respectivamente, los residuos ECM de las participaciones en M3: parcc, pardv, pard2a, pardred, parim y (pard2a+pardred).

Fuente: Preparado por los autores (2023)

Si bien la mayor parte de los movimientos de las proporciones de cada componente en M3 son explicados en un intervalo de confianza superior al 95%, algunas distorsiones se sitúan fuera de dicho intervalo. Los residuos de la regresión ECM del dinero en circulación presentan importantes oscilaciones en 2002, coincidiendo con la aparición del euro y unas oscilaciones puntuales de menor magnitud en 2008, al inicio de la crisis. En el caso de los depósitos a la vista, la principal perturbación se sitúa a mediados de 2005, coincidiendo con las modificaciones citadas introducidas por el Banco de España en junio de dicho año. Otras perturbaciones de menor amplitud se produjeron en 2008, 2010, 2015 y 2022. Por la misma razón, de manera sincrónica, una perturbación similar se observa en los depósitos a plazo de 2 años. Destaca la fuerte perturbación a mediados de 2022, debido a la rápida y fuerte subida de los tipos de interés por el BCE desde principios de dicho año. Los depósitos redimibles adoptan un comportamiento sincrónico y de signo contrario a los depósitos a la vista en 2005. El resto del periodo se mantienen en una estrecha banda de ± 0.01 . La suma de ambos depósitos a corto plazo adopta el comportamiento propio de los depósitos a 2 años. En resumen, salvo las perturbaciones citadas, los residuos de todos los componentes de M3 obtenidos en las regresiones del mecanismo de corrección de errores (ECM), representados en los 6 recuadros de la figura 3, se sitúan dentro de una banda estrecha ± 0.02 . Incluso, como es el caso del dinero en circulación y los depósitos a corto plazo, se sitúan en una banda más estrecha de $\pm 0,01$.

PRINCIPALES RESULTADOS

En el enfoque de cartera de la demanda de dinero, las participaciones de cada componente en M3 presentan una relación estadísticamente significativa con las variables macroeconómicas determinantes. El coeficiente $\hat{\beta}_1$, que relaciona cada componente de M3 con el cociente PIB/M3 (una próxima de la velocidad de circulación del dinero) es significativo en

todos los casos y no exhibe, como se indicó más arriba, el signo teórico esperado en el caso del dinero en circulación y de los depósitos a la vista. En realidad, dicho modelo explica el desarrollo de cada componente individual de M3 respecto de cada uno de los otros, por lo que no resulta extraño que algunos coeficientes tengan el signo opuesto a los obtenidos en el caso de las demandas individuales. El coeficiente $\hat{\beta}_2$ del coste de oportunidad resulta significativo en todos los casos al 1%, y su signo es el teóricamente esperado, excepto en los depósitos redimibles. Sin embargo, el mismo coeficiente $\hat{\beta}_2$ en el caso de la suma (pard2a+pardred) presenta el signo esperado. Las variables ficticias resultan significativas al 1%, excepto la dumcf para el dinero en circulación.

Los test de cointegración de Johansen y los t -ECM del mecanismo de corrección de errores sugieren que la hipótesis de no cointegración debe ser rechazada en favor de la cointegración, salvo en el caso de pardred. La misma prueba para la suma (pard2a+pardred), rechaza la hipótesis de no cointegración.

En general, a pesar de los acontecimientos ocurridos en el periodo analizado con fuerte potencial perturbador, la demanda de dinero en el enfoque del modelo de cartera en la EA presenta un comportamiento de estabilidad.

La figura 3 nos dice que la mayor parte de los movimientos de los residuos del ECM para las participaciones en M3 son explicados en el intervalo de confianza del 95%. Sin embargo, se detectan episodios caracterizados por las fuertes perturbaciones en los depósitos a la vista y en los depósitos a corto plazo a mediados de 2005 y perturbaciones menores en 2008, 2010 y 2015 como consecuencia de la crisis. Las distorsiones que la crisis produjo sobre los depósitos a la vista y los depósitos a corto plazo reflejan un proceso de sustitución entre estos componentes, que se concreta en un claro refuerzo de los primeros en detrimento de los segundos, tendencia que ha cambiado drásticamente desde mediados de 2022, debido al rápido y fuerte incremento de los tipos de interés por el BCE. Desde agosto de 2022 hasta julio de 2023, la participación de los depósitos a la vista se redujo desde el 63,4% de M3 hasta el 56,9%. Al propio tiempo, los depósitos a 2 años se incrementaron desde el 6,10% al 11,7%. En términos absolutos, los depósitos a la vista se redujeron en 1.1 billones de euros en tanto que los depósitos a dos años aumentaron en 913.000 millones. El dinero en circulación fue afectado por la aparición del euro en 2002 y su participación en M3 se mantiene casi plana en la última década, en torno al 9%, con una leve pendiente positiva. Por su parte, los instrumentos de mercado fueron sometidos a numerosos shocks durante la crisis financiera, parte de los cuales tienen su origen en las decisiones de política monetaria no convencionales del BCE, sobre todo a partir de 2011, 2015, 2017 y 2020.

CONCLUSIONES Y DISCUSIÓN

Este trabajo constituye una aportación adicional a la literatura empírica sobre la estabilidad de la demanda de dinero en el área euro. Nuestra investigación, en la línea de otros trabajos, descubre una estrecha relación entre las participaciones de cada uno de los componentes en M3 y las variables macroeconómicas determinantes: producción y tipos de interés. El período analizado en este trabajo, desde enero de 1999 hasta julio de 2023, contiene 9 años de fuerte crecimiento económico y el fin de un ciclo expansivo (2008), con tasas negativas de crecimiento durante dos años, que alcanzaron, en su peor momento, tasas próximas al -6%. A continuación, se produjo una breve etapa de crecimiento en 2010, retornando a tasas negativas en 2012-2013. Desde 2014 hasta principios de 2020, el PIB crece a una tasa en torno al 2%. La expansión de la pandemia de la COVID19 a principios de 2020 provocó una fuerte caída del crecimiento económico y, como respuesta, el BCE reforzó las medidas de política monetaria no convencional, como se indicó más arriba. Se puede decir que durante el periodo analizado se produjeron perturbaciones de tal naturaleza que condicionaron la política monetaria en todos sus aspectos (suministro de liquidez a la banca, política de tipos de interés, intervenciones bancarias, rescates de economías de la zona euro, programas de compra de deuda pública y privada). En política fiscal también se adoptaron medidas orientadas al mantenimiento del poder adquisitivo, sobre todo tras la pandemia de la COVID19. Aun así, nuestro trabajo descubre que las participaciones en el agregado pueden ser ampliamente explicadas por la variable transacción y por los costes de oportunidad elegido por nosotros para cada componente de M3.

Los distintos componentes de M3, en el modelo de cartera, presentan una demanda de dinero estable. La relación de cada demanda con la renta, expresada como la relación entre el PIB y M3, y con el tipo de interés, resultante de la ponderación de los diferentes costes de oportunidad, resulta ser estable. Los coeficientes son estadísticamente significativos al 1%. A su vez, los signos de los coeficientes explican adecuadamente la relación de sustitución entre las diferentes participaciones propia del modelo de cartera de la demanda de dinero.

Las pruebas de cointegración de Johansen y el ECM permiten rechazar la hipótesis de no cointegración y, por lo tanto, se puede afirmar que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la variable dependiente y las variables macroeconómicas determinantes. Se han introducido tres variables ficticias que resultan ser significativas.

Futuros trabajos deberán profundizar en la naturaleza y las causas de esta transformación profunda en la composición de M3, más allá del poder explicativo que pueda

tener una larga etapa de tipos de interés reducidos. Habrá que analizar si la actual subida de los tipos de interés va a modificar dicha composición en la forma que predice la teoría o si, por el contrario, el cambio en la recomposición de la demanda de dinero M3 se debe a otras causas más ancladas en un cambio de comportamiento de los tenedores de la riqueza financiera.

REFERENCIAS

Albulescu, C.T. y Pepin, D. (2018). Monetary integration, money demand stability, and the role of monetary overhang in forecasting inflation in CEE countries. *Journal of Economic Integration (jei)*, 33(4), 841-879. <https://doi.org/10.11130/jei.2018.33.4.841>

Bahamani-Oskooee, M., Bahamani, S, Kones, A y Kutan, A.M. (2015), Policy Uncertainty and the Demand for Money in the United Kingdom. *Applied Economics*, 47, 1151–1157. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.993138>

Bahamani-Oskooee, M., y Nayeri, M.M. (2020). Policy Uncertainty and the Demand for Money in Japan. *Review of Economic Analysis*, 12, 73–87. <https://doi.org/10.15353/rea.v12i1.1692>.

Barnett, W.A., Ghosh, T. y Adil, M.H. (2022). Is money demand really unstable? Evidence from divisia monetary aggregates. *Economic Analysis and Policy*, 74, 606-622. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.03.019>

ECB (1999a). The stability-oriented monetary policy strategy of the Eurosystem. *Monthly Bulletin*, January, 39-50.

ECB (1999b). Euro area monetary aggregates and their role in the Eurosystem's monetary policy strategy. *Monthly Bulletin*, February, 29-46.

BCE (2012). The adjustment of monetary statistics for repurchase agreement transactions with central counterparties. *Monthly Bulletin*, September, 28-31.

Barigozzi, M. y Conti, A. (2018). On the stability of euro area money demand and its implications for monetary policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 80(4), 0305-755-787. <https://doi.org/10.1111/obes.12239>

Belke, A., y Czudaj, R. (2010). Is euro area money demand (still) stable? Cointegrated var versus single equation techniques. *Applied Economic Quarterly*, 56(4), 285-315. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1593025>

Bissoondeal, R.K., Binner, J.M. y Karoglou, M. (2023). The impact of uncertainty on money demand in the UK, US and Euro Area. *The European Journal of Finance*, 29(16), 1866-1884. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2023.2204194>

Bierens, H. y Martins, L. (2010). Time varying cointegration. *Econometric Theory*, 26, 1453-1490. <https://doi.org/10.1017/S0266466609990648>

Brand, C., y Cassola, N. (2000). A Money Demand System for Euro Area M3 (ECB Working paper 39). Fráncfort: BCE.

Calza, A., Gerdesmeier, D., y Levy, J. (2001). Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately (imf working paper 1/179). Washington, D. C.: FMI.

Calza, A., Jung, A., y Stracca, L. (2000). An econometric analysis of the main components of M3 in the euro area. *Review of World Economics*, 136(4), 680-701. <https://doi.org/10.1007/BF02707648>.

Carstensen, K. (2006). Stock market downswing and the stability of European Monetary Union money demand. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24, 395-402. <https://doi.org/10.1198/073500106000000369>.

Coenen, B., y Vega, J. L. (1999). The Demand for M3 in the Euro Area (ECB Working paper 6). Fráncfort del Meno: BCE.

De Santis, R., Favero, C., y Roffia, B. (2013). Euro area money demand and international portfolio allocation: A contribution to assessing risks to price stability. *Journal of International Money and Finance*, 32(c), 377-404. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.04.012>

Dreger, C., y Wolters, J. (2014). Unconventional monetary policy and money demand. *Journal of Macroeconomics*, 46, 40-54. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2015.07.005>

Duca, J., y VanHoose, D. (2004). Recent developments in understanding the demand for money. *Journal of Economics and Business*, 56, 247-272. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2004.01.001>

Engle, R. F., y Granger, W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>

Fischer, B., Köhler, P., y Seitz, F. (2004). The Demand for Euro Area Currencies: Past, Present and Future (ecb working papers 330). Fráncfort: BCE.

Fischer, B., Lenza, M., Pill, H., y Reichlin, L. (2009). Monetary analysis and monetary policy in the euro area 1999-2006. *Journal of International Money and Finance*, 38(7), 1138-1164. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.06.012>

Foresti, P., Napolitano, O. (2014). Money demand in the Eurozone: Do monetary aggregates matter?. *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*, 25(5), 497-503. <https://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.25.5.3810>.

Greiber, C. y Lemke, W. (2005). Money Demand and Macroeconomic Uncertainty (discussion paper 26/05). Fráncfort: Deutsche Bundesbank.

Ivanosvki, K., and S. A. Churchill. 2019. "Economic Policy Uncertainty and Demand for Money in Australia." *Applied Economics*, 51, 4516-4526. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1593936>

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>

Jung, A. (2015). Does liquidity matter for money demand in euro area countries? *Economics Bulletin*, 35(2), 1383-1391.

Jung, A. (2016a). A Portfolio Demand Approach for Broad Money in the Euro Area (ECB Working paper 1929). Francfort. BCE.

Jung, A. (2016b). Is euro area money demand for M3 still stable?. *The Quarterly Review of Economics and Finances*, 60, 29-39. <https://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2016.01.002>

Kjosevski, J., Petkovski, M. (2017). Are the determinants of money demand stable in selected countries from Southeastern Europe? *Romanian Journal of Economic Forecasting*, XX(4), 84-95.

Lebre de Freitas, M. (2022). International currency substitution and the demand for money in the euro area. *Economic Modelling*, 117, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.economod.2022.106064>

Masuch, K., Nicoletti-Altimari, S., Rostagno, M., y Pill, H. (2003). The role of money in monetary policy making. *Monetary Policy in a Changing environment*, 19, 158-191.

Nautz, D., y Rondorf, U. (2011). The (in)stability of money demand in the euro area: Lessons from a cross country analysis. *Empirica*, 38(4), 539-553. <https://doi.org/10.1007/s10663-010-9139-y>

Papademos, L., y Stark, J. (eds.) (2010). *Enhancing Monetary Analysis*. Fráncfort: BCE.

Pateiro-Rodríguez, C., Barros-Campello, E., Varela-Candamio, L., y Pateiro-López, C. (2016). The behavior of the components of M3 in the euro area: 1999-2014. *Open Journal of Business and Management*, 4, 606-620. <https://doi.org/10.4236/ojbm.2016.44062>

Pateiro-Rodríguez, C., Freire-Seoane, M.J. y López-Bermúdez, B. y Pateiro-López, C. (2020). Análisis de la tendencia a la liquidez del agregado monetario M3 en la eurozona: 1997-2018. *El Trimestre Económico*, V. LXXXVII(1), 345, 171-201. <https://doi.org/10.20403/ete.v87i345.956>

Reynard, S. (2007). *Maintaining Low Inflation – Money, Interest, and Policy Stance* (ECB Working paper 756). Fráncfort: BCE.

Sargan, J. D. (1964). Wages and prices in the United Kingdom: A study of econometric methodology. En P. E. Hart, G. Mills y J. K. Whitaker, *Econometric Analysis for National Economic Planning*, 25-63. Londres: Butterworth Co.

Stracca, L. (2003). The functional form of the demand for euro area M1. *The Manchester School* 71(2), 172-204. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.00342>