



Investigación económica

ISSN: 0185-1667

Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de
Economía

Barros Campello, Esther; Pateiro Rodríguez, Carlos; Salcines Cristal, Venancio
La (in)estabilidad de la demanda de dinero en Colombia, 2003-2020
Investigación económica, vol. LXXXI, núm. 319, 2022, Enero-Marzo, pp. 141-167
Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Economía

DOI: <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2022.319.79236>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60175437006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

LA (IN)ESTABILIDAD DE LA DEMANDA DE DINERO EN COLOMBIA, 2003-2020

*Esther Barros Campello**

Carlos Pateiro Rodríguez

Venancio Salcines Cristal

Universidade da Coruña (España)

* Autora para correspondencia: esther.barros@udc.es

Recibido el 13 de abril de 2021; aceptado el 14 de octubre de 2021.

RESUMEN

En este trabajo realizamos un análisis empírico de la evolución del agregado monetario M3 y de sus componentes en Colombia, con el propósito de evaluar las propiedades de estabilidad de cada uno de los activos que forman M3. El análisis se realiza con base en pruebas de raíces unitarias y cointegración. La estacionariedad de las series se estudia mediante las pruebas de ADF-GLS y M-type test, así como con pruebas que consideran la posibilidad de cambio estructural. El estudio prosigue empleando el modelo de vectores de corrección de errores (VECM) y mínimos cuadrados ordinarios totalmente modificados (FMOLS) para estimar la relación de largo plazo entre los componentes de M3 y las variables macroeconómicas determinantes. Los resultados obtenidos nos permiten afirmar que la estabilidad de la demanda de los diferentes componentes de M3 se mantiene, a pesar de distintos shocks que han afectado a la economía colombiana durante estos años.

Palabras clave: demanda de dinero, componentes de M3, raíz unitaria, cointegración.

Clasificación JEL: C22, C52, E41.

<http://dx.doi.org/10.22201/fe.01851667p.2022.319.79236>

© 2022 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Economía. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

IE, 81(319), enero-marzo de 2022 | 141 |

ABSTRACT

An empirical analysis is made of the evolution of M3 and its components in Colombia during the period 2003-2020. The purpose is to evaluate the stability of each of the assets that make up the aggregate M3. Unit-root and co-integration tests are used. The stationarity of the series is studied by ADF-GLS and M-type tests, as well as with tests that incorporate the possibility of structural change. In the following we implement two different methodologies to estimate the long-run relationship between M3 components and the macroeconomic determinant variables [Vector Error Correction Model (VECM) and Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)]. The results obtained allow us to affirm that the stability of the demand of the different components of M3 is maintained, in spite of different shocks that have affected the Colombian economy over these years.

Keywords: Money demand, components of M3, unit-root, co-integration.

JEL Classification: C22, C52, E41.

1. INTRODUCCIÓN

El Banco de la República de Colombia, con la entrada en vigor de la Constitución de 1991, adoptó la estabilidad de precios como objetivo primordial de la política monetaria, aunque no fue hasta el tercer trimestre de 1999 cuando puso en marcha un régimen puro de objetivos de inflación¹ (Gómez, Uribe y Vargas, 2002; Urrutia Montoya, Hofstetter y Hamann, 2014).

¹ Atendiendo lo previsto en el párrafo del artículo 2º de la Ley 31 de 1992, la Junta Directiva del Banco de la República fijó la meta de inflación para cada año a partir de 1993, pero un esquema puro de *inflation targeting* o inflación objetivo exige, a mayores, y entre otros aspectos: 1) compromiso institucional con la estabilidad de precios, 2) ausencia de otros objetivos explícitos, tales como el tipo de cambio o el crecimiento económico, 3) independencia de la autoridad monetaria y 4) transparencia en la gestión de la política monetaria por parte del banco central (Bernanke y Mishkin, 1997).

Distintos trabajos teóricos y empíricos 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 (Banco Central Europeo, 1999a, 1999b; Papademos y Stark, 2010). Al propio tiempo, el análisis de los modelos de demanda de dinero permite a la autoridad monetaria disponer de un marco capaz de mostrar las relaciones entre la evolución monetaria y las variables macroeconómicas determinantes.

El estudio de la demanda de dinero adopta, en general, dos enfoques, uno en el que se considera que la demanda obedece a un motivo de transacción y otro en el cual se considera el dinero como un activo (Knell y Stix, 2006). Desde el establecimiento pleno del esquema de inflación objetivo hasta hoy se han producido en la economía colombiana acontecimientos con potencial de desestabilización de la demanda de dinero como la importante subida de los precios internacionales de los productos básicos de 2006 y 2007 o la crisis financiera internacional que empezó en 2008. Además, en 2010 y 2011 se presentaron fenómenos climáticos que afectaron de manera negativa a la producción de los alimentos y el transporte (Uribe Escobar, 2016). Por otra parte, a partir de la segunda mitad de 2014, la economía colombiana comenzó a verse afectada por la fuerte caída del precio del petróleo que, además, ha estado acompañada de otros choques externos como la desaceleración económica de China y otros socios comerciales, y la subida de las tasas de interés en Estados Unidos (Toro *et al.*, 2015). Por último, desde comienzos del año 2020 el mundo se ha visto afectado por la pandemia del coronavirus 2019 (COVID-19). En este contexto, el estudio de la relación entre el dinero y las variables macroeconómicas determinantes (tipos de interés, crecimiento económico, etc.) adquiere un renovado interés.

El objetivo de nuestro trabajo es el de contribuir al conocimiento de la evolución del agregado monetario M3 y de sus componentes y al análisis de su relación con las variables macroeconómicas determinantes. Para ello se adoptan dos enfoques. El primero estudia las funciones individuales de demanda para cada componente de M3. El segundo se centra en un modelo de demanda de cartera que nos permite analizar el proceso de sustitución dentro del propio M3 inducido por los diferentes shocks. Una contribución relevante de este trabajo es el cálculo de los costos de oportunidad de cada componente del agregado monetario amplio.

Después de esta introducción, en el apartado 2 realizamos una revisión de la literatura relevante. En la sección 3 hacemos una exposición completa de los datos utilizados y su fuente. Se destinan la sección 4 al trabajo empírico correspondiente al primero de los enfoques y la sección 5 al modelo de demanda de cartera. Por último, la sección 6 recopila las principales conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Con carácter simplificador, la demanda de dinero o demanda de saldos reales se descompone en un elemento de demanda especulativa relacionada inversamente con la tasa de interés y un componente de demanda para transacciones relacionada positivamente con el ingreso, según muestra la ecuación [1]:

$$\frac{M}{P} = m(i, Y) \approx l(i) + k(Y) \quad [1]$$

donde $(\partial m / \partial i) < 0$ y $(\partial m / \partial Y) > 0$.

Siguiendo diferentes líneas de pensamiento, los economistas han perfeccionado la teoría subyacente a la demanda de dinero, aportando respuestas al problema fundamental de la elección entre activos rentables y no rentables y el comportamiento de los agentes ante el riesgo. Si bien la respuesta difiere entre las diferentes aportaciones, la formulación de la demanda de dinero resulta ser análoga a la que gráfica en la ecuación [1].

Entre las formulaciones seminales citamos el modelo de las expectativas regresivas, atribuido a Keynes y descrito por Tobin (1958). El trabajo de Tobin (1958) sobre la preferencia por la liquidez constituye el desarrollo inicial de la teoría de la elección de cartera o enfoque de equilibrio de cartera. El enfoque de la demanda transaccional de dinero se debe a Baumol (1952). Dados unos supuestos concretos, la demanda de dinero óptima de Baumol depende positivamente del ingreso y de los costos de transacción y negativamente de la tasa de interés. El artículo de Tobin (1956) enfatiza sobre la relación negativa entre demanda transaccional y la tasa de interés, incluso si existe unanimidad y certeza respecto de la invariabilidad permanente de esta última (principio de Hansen).

Frente a la importante distinción entre los componentes especulativo y transaccional de las teorías anteriores, Friedman (1956) analiza la demanda de dinero como la de una mercancía ordinaria, tanto desde la perspectiva del productor como del consumidor. Constituye la versión moderna de la teoría cuantitativa del dinero. En lo esencial, el análisis de Friedman no se separa de la demanda monetaria basada en las otras teorías. La inclusión de la variable riqueza en la función de demanda de dinero, distinguiendo entre un efecto sustitución (positivo) y un efecto ingreso (negativo) de la riqueza, sigue las contribuciones seminales de Friedman (1970; 1998) y de Meltzer (1963).

Diversos trabajos empíricos han estudiado la estabilidad de las funciones de demanda de dinero convencionales (Coenen y Vega, 2001; Calza, Jung y Stracca, 2000; Beyer, 2009; Nautz y Rondorf, 2011; De Santis, Favero y Roffia, 2013; Dreger y Wolters, 2015; Jung, 2015, 2016). El papel de la riqueza financiera (precios de las acciones) fue estudiado por Cassola y Morana (2004), Carstensen (2006), Jung y Carcel (2019), entre otros. La mayoría de los estudios para el área euro descubren un efecto positivo de la riqueza financiera sobre la demanda de dinero. Desde el punto de vista metodológico, se han estimado modelos de regresión lineal a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados generalizados (MCG), incorporando un mecanismo de corrección de errores (Duca y VanHoose, 2004; Belke y Czudaj, 2010). El uso de modelos de vectores de corrección de errores (VECM, *Vector Error Correction Model*) es también frecuente en la literatura empírica sobre demanda de dinero (Adam, 2000; Soto y Tapia, 2000; Garcés Díaz, 2002; Arestis *et al.*, 2003; Brum, Bucacos y Carballo, 2011; Noriega, Ramos-Francia y Rodríguez-Pérez, 2011; Riera i Prunera y Blasco-Martel, 2016). Modelos de cointegración I(2) fueron empleados, entre otros, por Kurita (2011), Jung y Carcel (2019), Assenmacher y Beyer (2020). Otra metodología alternativa es utilizar MCO completamente modificados (FMOLS, *Fully Modified Ordinary Least Squares*). Véase, por ejemplo, Riera i Prunera y Blasco-Martel (2016).

Para Colombia, Carrasquilla y Rentería (1990) estudian la evolución de M1 entre 1975 y 1988. Concluyen que la demanda de dinero en Colombia muestra una estabilidad de tipo I, es decir, perturbaciones exógenas al sistema son incapaces de modificar, en el largo plazo, la naturaleza de la relación inicial. Sin embargo, hay evidencia a favor de la inestabilidad

tipo II, que es la relacionada con la magnitud de los efectos de una perturbación en términos del equilibrio inicial. En este sentido, concluyen la presencia de inestabilidades importantes, particularmente entre 1980 y 1984. Misas, Oliveros y Uribe (1994) concluyen la inestabilidad de la función de demanda de dinero para el periodo 1981-1993.

Sin embargo, un conjunto de trabajos concluye la estabilidad de la demanda de dinero en Colombia. Gómez (1998; 1999) incluye en su estimación la innovación tecnológica y encuentra estabilidad durante el periodo 1981-1997.² Gómez (1998) utiliza como proxy de la innovación financiera una tendencia temporal y Gómez (1999) la evolución de la ratio depósitos sujetos a encaje/efectivo. Hernández y Posada (2006) estiman un modelo de cointegración para el periodo 1994-2006, y concluyen que la tasa de inflación se ha mantenido baja en Colombia porque la demanda de saldos reales, aunque ha mostrado un incremento significativo, ha crecido a un ritmo similar al de la oferta. Ordoñez-Callamand, Melo-Velandia y Parra-Amado (2018), con datos mensuales del periodo comprendido entre enero de 1984 y diciembre de 2016, estiman un modelo de cointegración no lineal que incorpora una función de transición suave y concluyen la presencia de inestabilidad en la demanda por saldos monetarios, aunque sí encuentran estabilidad en el periodo posterior a la adopción del régimen de inflación objetivo (2000-2016).

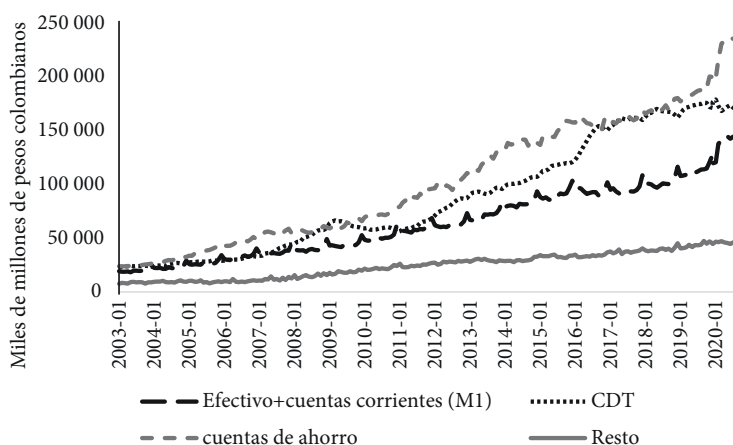
3. LOS DATOS

Todos los datos, excepto los del producto interno bruto (PIB), son mensuales. Abarcan el periodo enero/2003-septiembre/2020. Empezamos en el año 2003 por no disponer de datos anteriores para algunas de las variables objeto de estudio. Los datos relativos a M3 y sus componentes son los saldos vivos el último viernes monetario del mes, denominados en pesos colombianos. A pesar de los problemas derivados de trabajar con datos desestacionalizados (Ghysels y Perron, 1993; Bell, 2017), hemos optado por utilizar las series desestacionalizadas, dado el relevante efecto de la semana santa en Colombia. Además, es habitual hacerlo así en la literatura empírica sobre demanda de dinero.

² Gómez (1999) alarga el periodo muestral hasta el segundo trimestre de 1998.

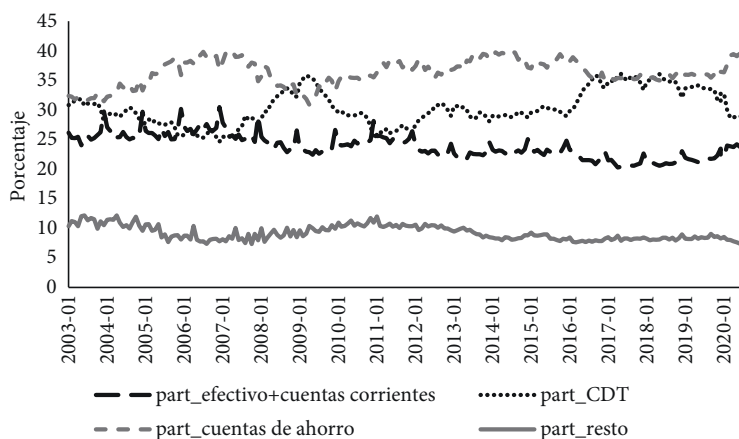
Atendiendo a su naturaleza y a su peso, agrupamos en cuatro los componentes de M3: 1) M1 (efectivo + cuentas corrientes), 2) cuentas de ahorro, 3) CDT y 4) resto. Las gráficas 1 y 2 muestran, respectivamente, la evolución de los componentes de M3 en el periodo analizado y la participación de los componentes de M3 agrupados como se indicó.

Gráfica 1. Evolución de los componentes de M3, 2003-2020



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de la República.

Gráfica 2. Evolución de la participación de los componentes de M3, 2003-2020



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de la República.

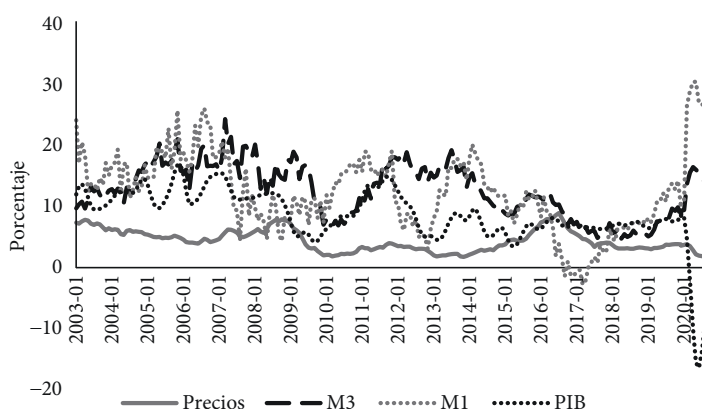
Para los datos relativos al producto interno bruto, utilizamos el PIB trimestral empalmado en las cuentas nacionales base 2005 y 2015. Los datos trimestrales fueron convertidos en datos mensuales usando una técnica de interpolación cúbica (Cubic: match last). La gráfica 3 compara la evolución de las tasas de crecimiento interanuales de M1, M3, el PIB y el índice de precios al consumidor (IPC) total nacional ponderado o tasa de inflación total.

En este trabajo resulta de gran importancia la adecuada selección de los tipos de interés. Por una parte, necesitamos conocer los tipos de interés de los componentes de M3. Además, es necesario decidir sobre los costos de oportunidad (CO_i) de los diferentes componentes de M3, para poder estimar las demandas individuales (M_i). El costo de oportunidad es la diferencia entre la tasa de rendimiento (R_i) de un activo representativo alternativo al componente M_i y la tasa de rendimiento propio del respectivo componente (r_i), de acuerdo con la ecuación [2]:

$$CO_{it} = R_{it} - r_{it} \quad [2]$$

La información relativa a las series de datos de los tipos de interés utilizados y cómo se han calculado puede ser solicitada a los autores. El tipo de interés compuesto ($RM3$) de M3 se calcula a través de la media ponderada de las tasas propias de retorno de sus componentes,

Gráfica 3. Tasas de crecimiento interanuales, 2003-2020



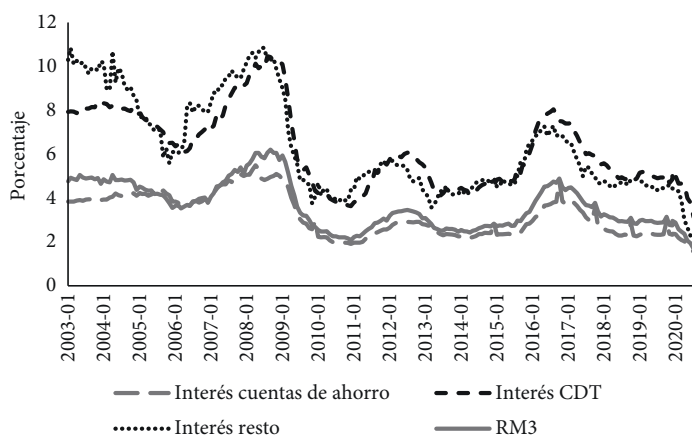
Fuente: elaboración propia con datos del Banco de la República.

basado sobre las proporciones, variables en el tiempo, de cada componente sobre M3:

$$RM3_t = \frac{\text{cuentas_de_ahorro}_t}{M3_t} i_{c/ahorro} + \frac{CDT_t}{M3_t} i_{CDT_t} + \frac{\text{resto}_t}{M3_t} i_{resto_t} \quad [3]$$

A partir de estos tipos de interés es posible construir los diferenciales de tipos de interés que, como en Jung (2016), pueden ser utilizados como proxy de los costos de oportunidad de los diferentes activos que componen M3, y que van a constituir variables determinantes de las funciones de demanda de dinero individuales. Los costos de oportunidad son los siguientes: para el efectivo en manos del público y las cuentas corrientes tomamos como activo alternativo las cuentas de ahorro. En consecuencia, su costo de oportunidad es $ic/ahorro$, que resulta de $COEF_CC = ic/ahorro - 0$. El CO de las cuentas de ahorro es $COCA = icdt - ic/ahorro$, tomando los CDTs como activo alternativo de las cuentas de ahorro. El costo de oportunidad de los CDT es la diferencia entre el rendimiento de los bonos con madurez de cinco años y su tasa propia de retorno: $COCDT = TES5años - icdt$. Por último, el costo de oportunidad de Resto es $CORESTO = TES10años - iresto$. Dada la heterogeneidad de los datos

Gráfica 4. Los tipos de interés, 2003-2020



Fuente: elaboración propia con datos del Banco de la República.

incluidos en el epígrafe Resto y teniendo en cuenta que, en media, para el periodo estudiado, representan el 9% del total de M3, se ha optado por una solución sencilla, aunque quizás no sea la más ajustada a la realidad.

4. LAS FUNCIONES DE DEMANDA INDIVIDUALES PARA CADA COMPONENTE DE M3

La demanda de un componente M_i de M3 se expresa en nuestro trabajo a través de la ecuación:

$$M_{it} = f(Y_t, CO_{it}) \quad [4]$$

donde Y representa el ingreso (en nuestro caso, el PIB) y CO_i es el costo de oportunidad del correspondiente componente. Tanto el componente M_i como el PIB están expresados en logaritmos.

Como paso previo a la estimación de las ecuaciones de regresión para cada una de las demandas de los componentes de M3, realizamos las pruebas de raíces unitarias a todas las series de datos. Para ello utilizamos la prueba ADF-GLS y los denotados genéricamente como pruebas M.³ De acuerdo con los resultados obtenidos, solo podemos rechazar la hipótesis nula de que la serie es no estacionaria en niveles cuando se trabaja al 10% de significación. Es este el caso del tipo de interés del agregado M3 ($RM3$), así como la participación de los CDT en M3. En primeras diferencias, rechazamos la hipótesis nula de que la serie es no estacionaria en todos los casos, a un nivel de significación del 1 o el 5%. Por lo tanto, a la vista de los valores que presentan los estadísticos de prueba, podemos concluir que todas las series son $I(1)$.

Ahora bien, teniendo en cuenta que las pruebas utilizadas son ineficientes si las series han experimentado rupturas estructurales a lo largo del periodo muestral (Perron, 1989; Montañés y Reyes, 1998), procedemos a utilizar test de raíz unitaria que incorpora la posibilidad de cambio estructural y permite la estimación endógena del punto de ruptura.

³ En el orden del polinomio autorregresivo de la prueba ADF-GLS y en la estimación de la varianza de largo plazo que utilizan las pruebas M, se usa el criterio de información AIC modificado (MAIC) de Ng y Perron (2001) con $K_{\text{máx}} = 12$.

Cuadro 1. Pruebas de raíces unitarias

	ADF-GLS	Pruebas M			
		<i>MZa</i>	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPT</i>
M3 y sus componentes					
<i>LN(M3)</i>	-0.789321	-0.95312	-0.62189	0.52489	61.8764
<i>LN(EFECTIVO+CUENTAS CORRIENTES)</i>	-0.789562	-1.89458	-0.78423	0.58953	57.8961
<i>LN(CUENTAS DE AHORRO)</i>	-0.91295	-2.89218	-1.78123	0.49812	32.9823
<i>LN(CDT)</i>	-0.815254	-1.98432	-0.89812	0.41238	40.7812
<i>LN(RESTO)</i>	-1.78423	-4.98128	-1.78123	0.25349	18.1289
Costos de oportunidad					
<i>COEF_CC</i>	-1.198652	-5.17893	-1.32198	0.30879	15.9912
<i>COCA</i>	-2.794328	-8.42890	-2.45789	0.23908	10.8912
<i>COCDT</i>	-2.178528	-8.53129	-2.12960	0.23903	11.0056
<i>CORESTO</i>	-2.389012	-12.0089	-2.39873	0.21094	7.29801
Tipo de interés					
<i>RM3</i>	-2.78923***	-16.4523***	-2.90781***	0.17542***	5.42356***
Participaciones					
<i>LN(PARTEF_CC)</i>	-1.981290	-5.89123	-1.91283	0.21983	4.21902
<i>LN(PARTCA)</i>	-1.812923	-7.34589	-1.98402	0.23298	4.50129
<i>LN(PARTCDT)</i>	-2.38928**	-28.2897*	-3.89029*	0.12986*	0.94984*
<i>LN(PARTRESTO)</i>	-1.17312	-4.06429	-1.37898	0.37123	5.96074
Ingreso					
<i>LN(PIB)</i>	-0.57891	0.81248	0.70599	0.86892	169.733
<i>LN(PIB/M3)</i>	-1.50371	-7.39061	-1.61207	0.24198	12.9105

Notas: Periodo: 2003m1-2020m9. *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula de que la variable es no estacionaria a un nivel de significación del 1%, 5% y 10% respectivamente. Para la prueba ADF-GLS, los valores críticos corresponden a los presentados en Elliott, Rothenberg y Stock (1996, Table 1), para 200 observaciones: -3.46 (1%) -2.93 (5%) -2.64 (10%). Para las pruebas tipo M los valores críticos corresponden a los presentados en Ng y Perron (2001, Table 1).

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

Cuadro 1. Pruebas de raíces unitarias (continuación...)

		<i>MZa</i>	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>MPT</i>
Valores críticos asintóticos:	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000

Podemos agrupar las pruebas utilizadas en dos: 1) las que contrastan la hipótesis nula conjunta de raíz unitaria y ausencia de cambio estructural (Zivot y Andrews, 1992; Perron, 1997)⁴ y 2) las que contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria con cambio estructural (Lee y Strazicich, 2003). Lee y Strazicich (2003) incorporan el cambio estructural, tanto en la hipótesis nula como en la alternativa, por lo tanto, el rechazo de la hipótesis nula implica estacionariedad sin ambigüedad alguna (Rodríguez Vargas, 2009).

Como observamos en los cuadros 2 y 3, los resultados no son concluyentes. Para la mayor parte de las series consideradas, no podemos rechazar la hipótesis nula de que la serie es $I(1)$ y, en la mayor parte de los casos en los que rechazamos la hipótesis nula, lo hacemos para niveles de significación del 5 o el 10%.

En todo caso, el análisis posterior asume que las series son $I(1)$, por lo que pasamos a realizar el correspondiente análisis de cointegración (Johansen, 1991). Si las variables están cointegradas, se puede decir que hay una relación de equilibrio a largo plazo. El cuadro 4 recoge los resultados de la prueba basada en la traza de la matriz característica (utilizando el máximo valor propio, obtenemos las mismas conclusiones).

Los resultados recopilados en el cuadro 4 parecen indicar que, en todos los casos, existe un único vector de cointegración. En el caso de la participación de los CDT en M3, la hipótesis nula de que no hay un vector de cointegración se rechazaría para un nivel de significación del 5%.

⁴ Por motivos de espacio, solo reportamos los resultados de la prueba de Zivot y Andrews (1992).

Cuadro 2. Prueba de raíces unitarias para cambio estructural

	Zivot y Andrews (1992)		
	A	B	C
M3 y sus componentes			
<i>LN(M3)</i>	-2.2971 (12)	-3.962 (12)	-4.0029 (12)
<i>TB</i>	2012:09	2010:03	2009:08
<i>LN(EFECTIVO+CUENTAS CORRIENTES)</i>	-3.2978 (12)	-3.9534 (12)	-4.0597 (12)
<i>TB</i>	2012:12	2009:08	2012:12
<i>LN(CUENTAS DE AHORRO)</i>	-4.0297 (12)	-2.9254 (12)	-3.7631
<i>TB</i>	2012:08	2008:06	2012:08
<i>LN(CDT)</i>	-4.0217 (12)	-3.9617(11)	-4.0671 (12)
<i>TB</i>	2015:12	2012:12	2013:08
<i>LN(RESTO)</i>	-2.1297 (12)	-2.6927 (12)	-2.2708 (12)
<i>TB</i>	2013:09	2017:05	2015:07
Costos de oportunidad			
<i>COEF_CC</i>	-6.1378* (12)	-4.9617* (12)	-6.0627* (12)
<i>TB</i>	2009:03	2013:02	2009:03
<i>COCA</i>	-4.2971** (12)	-3.9297 (12)	-5.01871** (12)
<i>TB</i>	2009:02	2013:02	2009:02
<i>COCDT</i>	-3.5297 (10)	-3.9234 (10)	-4.1924 (10)
<i>TB</i>	2009:05	2006:04	2009:05
<i>CORESTO</i>	-3.9721 (10)	-3.8216 (10)	-5.07128*** (10)
<i>TB</i>	2009:02	2006:04	2009:02
Tipo de interés			
<i>RM3</i>	-6.0297* (12)	-4.7125*** (12)	-6.3571* (12)
<i>TB</i>	2009:02	2013:01	2009:02
Ingreso			
<i>LN(PIB/M3)</i>	-2.2971 (12)	-3.7328 (12)	-3.2371 (12)
<i>TB</i>	2017:05	2015:09	2015:02
<i>LN(PIB)</i>	-2.4923 (12)	-3.2078 (12)	-3.0167 (12)
<i>TB</i>	2008:08	2010:07	2008:11

Cuadro 2. Prueba de raíces unitarias para cambio estructural
(continuación...)

	Zivot y Andrews (1992)		
	A	B	C
Participaciones			
<i>LN(PARTEF_CC)</i>	-3.2914 (12)	-3.4180 (12)	-3.7290 (12)
<i>TB</i>	2008:01	2006:06	2007:03
<i>LN(PARTCA)</i>	-4.0197 (12)	-3.8267 (12)	-4.1057 (12)
<i>TB</i>	2016:03	2015:08	2012:08
<i>LN(PARTCDT)</i>	-5.55448* (12)	-4.99871* (12)	-5.25839** (12)
<i>TB</i>	2016:01	2013:07	2012:08
<i>LN(PARTRESTO)</i>	-3.0067 (12)	-2.6871 (12)	-2.7928 (12)
<i>TB</i>	2009:04	2010:11	2007:11

Notas: Periodo: 2003m1-2020m9. *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 1%, 5% y 10%, respectivamente. H_0 : la serie es no estacionaria y no hay cambio estructural. H_1 : la serie es estacionaria y hay cambio estructural. El número de retardos se encuentra entre paréntesis. TB = fecha de posible cambio estructural.

Para el método de Zivot y Andrews (1992), el modelo A asume el cambio en la constante, el modelo B cambio en la tendencia y el modelo C cambio en la constante y la tendencia. Los valores críticos corresponden a los presentados en Zivot y Andrews (1992, cuadros 2, 3 y 4, pp. 256 y 257): modelo A: -5.34 (1%) -4.80 (5%) -4.58 (10%), modelo B -4.93 (1%) -4.42 (5%) -4.11 (10%) y Modelo C: -5.57 (1%) -5.08 (5%) -4.82 (10%).

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

Cuadro 3. Pruebas de raíces unitarias Lee y Strazicich (2003; 2004)

	Prueba para 1 cambio estructural	Prueba para 2 cambios estructurales
	Constante y tendencia	Constante y tendencia
M3 y sus componentes		
<i>LN(M3)</i>	-2.8798	-4.4800
<i>TB</i>	2012:07	2009:01, 2012:12
<i>LN(EFECTIVO+CUENTAS CORRIENTES)</i>	-3.8681	-5.0614
<i>TB</i>	2012:11	2011:10, 2014:12
<i>LN(CUENTAS DE AHORRO)</i>	-2.7541	-4.6398
<i>TB</i>	2012:06	2010:09, 2015:09
<i>LN(CDT)</i>	-4.8144 **	-5.0217
<i>TB</i>	2007:02	2013:07, 2016:01
<i>LN(RESTO)</i>	-3.0045	-5.1561
<i>TB</i>	2006:03	2007:09, 2013:05
Costos de oportunidad		
<i>COEF_CC</i>	-4.7257**	-6.0753**
<i>TB</i>	2009:11	2006:12, 2010:11
<i>COCA</i>	-4.2668***	-5.2091
<i>TB</i>	2015:09	2007:04, 2009:12
<i>COCDT</i>	-3.8319	-4.7757
<i>TB</i>	2008:05	2006:01, 2011:08
<i>CORESTO</i>	-4.2197***	-5.4208
<i>TB</i>	2006:03	2006:05, 2009:03
Tipo de interés		
<i>RM3</i>	-4.7642**	-6.1149**
<i>TB</i>	2015:06	2006:12, 2010:07

Cuadro 3. Pruebas de raíces unitarias Lee y Strazicich (2003; 2004)

(continuación...)

	Prueba para 1 cambio estructural	Prueba para 2 cambios estructurales
	Constante y tendencia	Constante y tendencia
Ingreso		
<i>LN(PIB/M3)</i>	-3.4378	-4.2285
<i>TB</i>	2012:05	2007:05, 2012:05
<i>LN(PIB)</i>	-3.7202	-6.0082**
<i>TB</i>	2013:01	2006:09, 2010:10
Participaciones		
<i>LN(PARTEF_CC)</i>	-4.4944**	-5.0197
<i>TB</i>	2005:12	2005:12, 2008:11
<i>LN(PARTCA)</i>	-3.7588	-4.6601
<i>TB</i>	2016:06	2008:01, 2014:02
<i>LN(PARTCDT)</i>	-5.0843*	-5.7683**
<i>TB</i>	2016:03	2007:04, 2011:04
<i>LN(PARTRESTO)</i>	-2.6267	-4.1488
<i>TB</i>	2010:11	2006:03, 2010:11

Notas: Periodo: 2003m1-2020m9. *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 1%, 5% y 10% respectivamente. H_0 : la serie es no estacionaria y hay cambio estructural. H_1 : la serie es estacionaria y hay cambio estructural. TB = fecha de posible cambio estructural.

Valores críticos de la prueba para dos cambios estructurales (Lee y Strazicich, 2003) $T = 100$			
Modelo constante y tendencia ^{1/}			
	$\lambda_2 = TB_2/T$		
$\lambda_1 = TB_1/T$	0.4	0.6	0.8
0.2	-6.16, -5.59, -5.27	-6.41, -5.74, -5.32	-6.33, -5.71, -5.33
0.4	-	-6.45, -5.67, -5.31	-6.42, -5.65, -5.32
0.6	-	-	-6.32, -5.73, -5.32

1/ Los valores críticos son al 1%, 5% y 10% de significancia respectivamente.

Valores críticos de la prueba para dos cambios estructurales (Lee y Strazicich, 2003) $T = 100$			
Modelo constante y tendencia ^{1/}			
	$\lambda_2 = TB_2/T$		
$\lambda_1 = TB_1/T$	0.4	0.6	0.8
0.2	-6.16, -5.59, -5.27	-6.41, -5.74, -5.32	-6.33, -5.71, -5.33
0.4	-	-6.45, -5.67, -5.31	-6.42, -5.65, -5.32
0.6	-	-	-6.32, -5.73, -5.32

Notas: 1/ los valores críticos son al 1%, 5% y 10% de significancia respectivamente. TBi es la localización relativa de la ruptura estimada i dentro de la muestra y T el número total de observaciones. Se pueden interpolar los valores críticos para puntos de ruptura λ_j adicionales.

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

Cuadro 4. Prueba de cointegración de Johansen

	H_0	Estadístico de la traza	Valor crítico (0.05)
Efectivo y cuentas corrientes			
$EF_CC, PIB, COEF_CC$	$r = 0$	79.23878**	24.27596
	$r \leq 1$	11.27414	12.32090
$PARTEF_CC, PIB/M3, RM3$	$r = 0$	25.00771**	24.27596
	$r \leq 1$	5.188545	12.32090
Cuentas de ahorro			
$CA, PIB, COCA$	$r = 0$	65.15691**	24.27596
	$r \leq 1$	12.22396	12.32090
$PARTCA, PIB/M3, RM3$	$r = 0$	25.85875**	24.27596
	$r \leq 1$	8.457667	12.32090
CDT			
$CDT, PIB, COCDT$	$r = 0$	28.83863**	24.27596
	$r \leq 1$	5.821848	12.32090
$PARTCDT, PIB/M3, RM3$	$r = 0$	24.18204	24.27596
	$r \leq 1$	5.392287	12.32090

Cuadro 4. Test de cointegración de Johansen (continuación...)

	H_0	Estadístico de la traza	Valor crítico (0.05)
Resto			
<i>RESTO, PIB, CORESTO</i>	$r = 0$	73.15469**	24.27596
	$r \leq 1$	6.856731	12.32090
<i>PARTRESTO, PIB/M3, RM3</i>	$r = 0$	32.65448**	24.27596
	$r \leq 1$	8.216132	12.32090

Nota: el análisis considera la existencia de 1 a 4 retardos y se asume que no hay tendencia determinista. *, **, *** indican significación al 1%, 5% y 10% respectivamente. Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

En el cuadro 5a se exponen los resultados de la estimación del modelo VECM.⁵ El modelo es sometido a las siguientes pruebas: la pruebas LM de autocorrelación, la prueba de normalidad de Jarque y Bera y la prueba de White de heterocedasticidad.

Los resultados de la cuadro 5a nos permiten afirmar que la estabilidad de la demanda de los diferentes componentes de M3 se mantiene, a pesar de las turbulencias que han afectado a la economía colombiana en los últimos años. El cuadro 5b reporta los resultados de la estimación utilizando el método FMOLS propuesto por Phillips y Hansen (1990). Este método de estimación semiparamétrico permite corregir el sesgo que se produce en el estimador MCO a causa de la presencia de correlación entre las perturbaciones y de la endogeneidad de las variables. Los coeficientes estimados, $\hat{\beta}_1$, del output y los coeficientes estimadores, $\hat{\beta}_2$, del efecto de los costos de oportunidad tienen el signo esperado, aunque el coeficiente $\hat{\beta}_2$ al estimar la función de demanda del componente resto presenta un signo positivo.

Como podemos observar, las demandas individuales de cada uno de los componentes de M3 durante el periodo estudiado presentan una relación estable con la variable transaccional utilizada (el *PIB*). El coefi-

⁵ En la técnica VECM se asume que las variables involucradas son endógenas, aunque la teoría nos permite establecer una relación funcional unidireccional

Cuadro 5a. Demandas individuales de los componentes de M3. VECM

	Constante	Ingreso	Costo de oportunidad	Pruebas de especificación	
Efectivo y cuentas corrientes	3.894441	1.249903	-1.358881	LM	12.8143 [0.1712]
				Jarque-Bera	9.3491 [0.1549]
				White	95.8124 [0.1781]
Cuentas de ahorro	0.958896	1.044003	-3.345188	LM	15.879*** [0.0695]
				Jarque-Bera	10.1878 [0.1170]
				White	87.7518 [0.3682]
CDT	3.097616	1.219328	-1.62085	LM	11.891 [0.2195]
				Jarque-Bera	11.3297*** [0.0787]
				White	83.1972 [0.5042]
Resto	9.746606	1.622775	-16.16569	LM	10.978 [0.2772]
				Jarque-Bera	21.1878* [0.0017]
				White	92.157 [0.2543]

Nota: *, **, *** indican significación al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

Cuadro 5b. Demandas individuales de los componentes de M3. FMOLS

	Constante	Ingreso	Costo de oportunidad	R ²
Efectivo y cuentas corrientes	-3.938179* *[0.0000]	1.254861* [0.0000]	-1.587209*** [0.0672]	0.987495
Cuentas de ahorro	-6.004171* [0.0000]	1.467536* [0.0000]	-2.975572* [0.0172]	0.983896
CDT	-7.578222* [0.0000]	1.576360* [0.00006]	-1.739171* [0.0021]	0.971247
Resto	-6.621198* [0.0000]	1.384866* [0.0000]	5.145690* [0.0281]	0.961684

Nota: entre corchetes el p-valor. *, **, *** indican significación al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

ciente $\hat{\beta}_1$ estimado es positivo y significativo al 1% en todos los casos. Su valor es, además, superior a 1, lo que pone de manifiesto el proceso de monetización de la economía. El coeficiente $\hat{\beta}_2$ estimado muestra una relación negativa y estadísticamente significativa entre cada componente de M3 y su costo de oportunidad.

5. MODELO DE CARTERA DE LA DEMANDA DE DINERO. LA PARTICIPACIÓN DE CADA COMPONENTE EN M3

El enfoque del modelo de cartera de la demanda de dinero presenta el proceso de sustitución entre los diferentes componentes dentro de M3. La proporción de cada componente en M3 se explica por la relación $PIB/M3$ (proxy de la velocidad de circulación del dinero) y por $RM3$, conforme a la ecuación [5]:

$$\frac{M_{it}}{M3_t} = f\left(\frac{PIB_t}{M3_t}, RM3_t\right) \quad [5]$$

Como es habitual, tanto la proporción de cada componente en M3 como la relación $PIB/M3$ entran con sus valores en logaritmos. El cuadro 6a contiene los resultados de la estimación del VECM y el cuadro 6b los de la estimación utilizando FMOLS.

Como se puede observar, la participación del efectivo y las cuentas corrientes en M3 ha crecido de forma directamente proporcional a la velocidad de circulación del dinero, mientras que la participación de las cuentas de ahorro y los CDT lo ha hecho de forma inversa. Dada la posibilidad de endogeneidad al incluir la variable $PIB/M3$, hemos estimado de nuevo las ecuaciones sin esta variable y los resultados relativos al signo y la significación de $RM3$ se mantienen conforme a los del cuadro 6b.

El bajo valor que presenta el coeficiente de determinación en la estimación de la regresión relativa a la participación de las cuentas de ahorro y resto en M3 pone de manifiesto la oportunidad de incluir otras variables. La expansión del *e-commerce* y las transacciones electrónicas, entre otras variables, han cambiado, en gran medida, la forma de realizar pagos.

En resumen, las participaciones de cada componente en M3 presentan una relación estadísticamente significativa con las variables macroeconómicas determinantes ($PIB/M3$ y tipo de interés promedio de M3). El

Cuadro 6a. Enfoque de cartera. Participación de los componentes en M3. $VECM$

Participaciones	Constante	$PIB_t/M3_t$	$RM3_t$	Pruebas de especificación	
Efectivo y cuentas corrientes	1.444010	0.273337	-3.774308	LM	14.61777 [0.1020]
				Jarque-Bera	9.2671 [0.1591]
				White	102.5871*** [0.0822]
Cuentas de ahorro	1.050768	-0.079336	-0.197685	LM	10.7058 [0.2964]
				Jarque-Bera	8.1697 [0.2259]
				White	93.1537 [0.2317]
CDT	1.323819	-0.265577	0.003532	LM	16.7968*** [0.0520]
				Jarque-Bera	11.6878*** [0.0693]
				White	88.1976 [0.3557]
Resto	0.937204	1.102488	-25.73499	LM	17.1878** [0.0459]
				Jarque-Bera	14.8216** [0.0217]
				White	105.7154*** [0.0548]

Nota: *, **, *** indican significación al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

Cuadro 6b. Enfoque de cartera. Participación de los componentes en M3. $FMOLS$

Participaciones	Constante	$PIB_t/M3_t$	$RM3_t$	R^2
Efectivo y cuentas corrientes	-1.169875* [0.0000]	0.426312* [0.0000]	-1.813149* [0.0001]	0.728172
Cuentas de ahorro	-0.926504* [0.0000]	-0.02915*** [0.0938]	-2.646022* [0.0003]	0.224274
CDT	-1.618007* [0.0000]	-0.448053* [0.0000]	5.810101* [0.0000]	0.536299
Resto	-2.009224* [0.0000]	0.465605 [0.0000]	-4.505180* [0.0036]	0.332360

Nota: entre corchetes el p-valor. *, **, *** indican significación al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Fuente: elaboración propia con información del Banco de la República.

coeficiente $\hat{\beta}_1$, que relacionada cada $M_i/M3$ con un proxy de la velocidad de circulación del dinero, presenta un signo positivo para el caso de M1 y resto y un signo negativo en el caso de las cuentas de ahorro y los CDT. El coeficiente $\hat{\beta}_2$ resulta significativo en todos los casos. El signo contrario del coeficiente $\hat{\beta}_2$ en el caso de las cuentas de ahorro y los CDT muestra el proceso de sustitución, que se puede observar en la gráfica 2.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo constituye una aportación adicional a la literatura empírica sobre la demanda de dinero en Colombia. Pone de manifiesto una estrecha relación entre cada uno de los componentes del agregado amplio M3, así como de sus respectivas participaciones en el mismo, con las variables macroeconómicas determinantes: producción y tipos de interés. En el amplio periodo muestral analizado, desde 2003 a 2020, la economía mundial, en general, y la colombiana, en particular, han presentado episodios muy complejos y, sin embargo, la estabilidad de la demanda de dinero se mantiene.

De acuerdo con los resultados de las pruebas de raíces unitarias podemos aceptar la hipótesis de que todas las series analizadas son I(1), esto es, el efecto de las perturbaciones sobre dichas variables tiene un carácter estructural, es decir, se mantiene a largo plazo. A continuación, las pruebas de cointegración de Johansen sugieren que la hipótesis de no cointegración debe ser rechazada en favor de la cointegración. Esto nos permite afirmar que, a pesar de las fuertes turbulencias experimentadas por la economía colombiana en el periodo 2003-2020, los cuatro componentes del agregado amplio M3 mantienen una relación, a largo plazo, con las variables macroeconómicas determinantes (el PIB y el costo de oportunidad en el caso de las demandas individuales y la relación $PIB/M3$, proxy de la velocidad de circulación del dinero, y el tipo de interés del agregado M3 en el caso de las participaciones de cada componente en M3).

De todas formas, aunque nuestro trabajo descubre que los diferentes componentes de M3 y sus participaciones en el agregado pueden ser ampliamente explicados por la variable transacción y por los costos de oportunidad, se han encontrado indicios de que se debe profundizar en el estudio de otras variables. Nuevos trabajos deben realizarse con el fin

de detectar los efectos que sobre la demanda de dinero puede imprimir la innovación en medios de pago y la expansión del *e-commerce*, la estabilidad del régimen macroeconómico o la evolución de la economía sumergida. ◀

REFERENCIAS

- Adam, C. (2000). The transactions demand for money in Chile. *Economía Chilena*, 3(3), pp. 33-56. [en línea] Disponible en: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:chb:bcchec:v:3:y:2000:i:3:p:33-53>>.
- Arestis, P., Biefang-Frisancho Mariscal, I., Brown, A. y Sawyer, M. (2003). Asymmetries of demand for money functions amongst EMU countries. *Investigación Económica*, LXII (245), pp. 15-32. [en línea] Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/42813750>>.
- Assenmacher, K. y Beyer, A. (2020). *A cointegration model of money and wealth* [ECB Working Paper Series no. 2365]. European Central Bank. <https://doi.org/10.2866/343114>
- Banco Central Europeo (1999a). La estrategia de política monetaria del Euro-sistema orientada hacia la estabilidad. *Boletín Mensual*, enero, pp. 45-57.
- Banco Central Europeo (1999b). Los agregados monetarios en el área del euro y su papel en la estrategia de política monetaria del Eurosistema. *Boletín Mensual*, febrero, pp. 31-43.
- Banco de la República. *Estadísticas*. <https://www.banrep.gov.co/es/-estadisticas>.
- Baumol, J. (1952). The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *Quarterly Journal of Economics*, 66(4), pp. 545-556. [en línea] Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/1882104>>.
- Bell, W.R. (2017). Unit root properties of seasonal adjustment and related filters: Special cases. *Journal of Official Statistics*, 33(1), pp. 1-14. <https://doi.org/10.1515/jos-2017-0001>
- Belke, A. y Czudaj, R. (2010). Is euro area money demand (still) stable? Cointegrated VAR versus single equation techniques. *Applied Economic Quarterly*, 56(4), pp. 285-315. <https://doi.org/10.3790/aeq.56.4.285>
- Bernanke, B.S. y Mishkin, F.S. (1997). Inflation targeting: A new framework for monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11, pp. 97-116. <https://doi.org/10.1257/jep.11.2.97>
- Beyer, A. (2009). *A stable model for euro area money demand: Revisiting the role of wealth* [ECB Working Paper no. 1111]. European Central Bank. [en línea] Disponible en: <<https://ssrn.com/abstract=1499085>>.

- Brum, C., Bucacos, E. y Carballo, P. (2011). La demanda de dinero en una economía dolarizada: una estimación para Uruguay. *Revista de Economía - Segunda Época*, 18(2). Handle: RePEc: bku:doctra:2010013
- 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), pp. 680-701. <https://doi.org/10.1007/BF027076488>
- Carstensen, K. (2006). Stock market downswing and the stability of the European Monetary Union demand. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(4), pp. 395-402. <https://doi.org/10.1198/073500106000000369>
- Carrasquilla, A. y Rentería, C. (1990). ¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia? *Revista ESPE, Ensayos sobre política económica*, 9(17), Art. 02, pp. 21-37.
- Cassola, N. y Morana, C. (2004). Monetary policy and the stock market in the euro area. *Journal of Policy Modelling* 16(6), pp. 387-399. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2004.03.012>
- Coenen, G. y Vega, J.L. (2001). The demand for M3 in the euro area. *Journal of Applied Econometrics*, 16(6), pp. 727-748. <https://doi.org/10.1002/ja>
- 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, pp. 377-404. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.04.012>
- Dreger, C. y Wolters, J. (2015). Unconventional monetary policy and money demand. *Journal of Macroeconomics*, 46, pp. 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, pp. 247-272. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2004.01.001>
- Elliot, G., Rothenberg, T.J. y Stock, J.H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, pp. 813-836. <https://doi.org/10.2307/2171846>
- Friedman, M. (1956). *The Quantity Theory of Money: A Restatement. Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M. (1970). A theoretical framework for monetary analysis. *Journal of Political Economy*, 78(2), pp. 193-238. [en línea] Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/1830684>>.
- Friedman, M. (1998). Money and the stock market. *Journal of Political Economy*, 78(2), pp. 221-245. [en línea] Disponible en: <<http://www.jstor.com/stable/1833107>>.

- Garcés Díaz, D.G. (2002). Agregados monetarios, inflación y actividad económica en México [Documento de Investigación no. 2002-07]. Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.
- Ghysels, E. y Perron, P. (1993). The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. *Journal of Econometrics*, 55(1-2), pp. 57-98. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90004-O](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90004-O)
- Gómez, J. (1998). La demanda de dinero en Colombia. *Inf. téc. Borradores de Economía*, no.101. Banco de la República. [en línea] Disponible en: <<https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra101.pdf>>.
- Gómez, J. (1999). Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera. *Borradores de Economía* no. 128. Banco de la República. [en línea] Disponible en: <<https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra128.pdf>>.
- Gómez, J., Uribe, J.D. y Vargas, H. (2002). The implementation of inflation targeting in Colombia. *Borradores de economía* no 202. Banco de la República. [en línea] Disponible en: <<https://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra202.pdf>>.
- Hernández Monsalve, M. y Posada Posada, C.E. (2006). La demanda por dinero en Colombia: un poco más de evidencia en el periodo reciente. *Perfil de Coyuntura Económica*, 7, pp. 75-88. [en línea] Disponible en: <https://www.academia.edu/25624139/La_demanda_por_dinero_en_Colombia_un_poco_más_de_evidencia_en_el_período_reciente>.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), pp. 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), pp. 1383-1391. [en línea] Disponible en: <<http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2015/Volume35/EB-15-V35-I2-P139.pdf>>.
- Jung, A. (2016). *A portfolio demand approach for broad money in the euro area* [ECB Working Paper Series no. 1929]. European Central Bank. <https://doi.org/10.2866/124913>
- Jung, A. y Carcel, H. (2019). An analysis of euro area money demand with the I(2) model. *Mimeo*, <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.10104.49926>
- Knell, M. y Stix, H. (2006). Three decades of money demand studies: Differences and similarities. *Applied Economics*, 38(7), pp. 805-818. <https://doi.org/10.1080/00036840600569377>
- Kurita, T. (2011). Modelling time series data of monetary aggregates using I(2) and I(1) cointegration analysis. *Bulletin of Economic Research*, 65(4), pp.

- 372-388. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8586.2011.00400.x>
- Lee, J. y Strazicich, M. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp. 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Lee, J. y Strazicich, M. (2004). *Minimum LM unit root test with one structural break* [Working Paper]. Appalachian State University. [en línea] Disponible en: <<http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>>.
- Meltzer, A.H. (1963). The demand for money: The evidence from the time series. *Journal of Political Economy*, 71(3), pp. 219-246. [en línea] Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/1828982>>.
- Misas, M., Oliveros, H. y Uribe, J.D. (1994). Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia. *Revista ESPE - Ensayos Sobre Política Económica, Banco de la República - ESPE*, 13(25), pp. 97-120. [en línea] Disponible en: <<https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra011.pdf>>.
- Montañés, A. y Reyes, M. (1998). Effect of a shift in the trend function on Dickey-Fuller unit root tests. *Econometric Theory*, 14, pp. 355-363. <https://doi.org/10.1017/S0266466698143049>
- 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), pp. 539-553. <https://doi.org/10.1007/s10663-010-9139-y>
- Ng, S. y Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), pp. 1519-1554. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>
- Noriega, A. E., Ramos-Francia, M. y Rodríguez-Pérez, C. A. (2011). Demanda por dinero en México (1986-2010). *El Trimestre Económico*, vol. LXXVIII (4), núm. 312, pp. 699-749. [en línea] Disponible en: <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2448-718X2011000400699&lng=es&nrm=iso>.
- Ordoñez-Callamand, D., Melo-Velandia, L.F. y Parra-Amado, D. (2018). Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal. *Revista de Economía del Rosario*, 21(1), pp. 5-37. <http://dx.doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.6799>
- Papademos, L. y Stark, J. (2010) [eds]. *Enhancing monetary analysis*. Frankfurt: European Central Bank.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>

- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macro-economic variables. *Journal of Econometrics*, 80, pp. 355-385. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00049-3](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00049-3)
- Phillips, P.C.B. y Hansen, B.E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with $i(1)$ processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), p. 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Riera i Prunera, C. y Blasco-Martel, Y. (2016). La teoría cuantitativa del dinero. La demanda de dinero en España: 1883-1998. *Estudios de Historia Económica*, 72.
- Rodríguez Vargas, A. (2009). *Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural de Lee y Strazicich* [Nota técnica N° 011|2009]. Banco Central de Costa Rica. [en línea] Disponible en: <https://activos.bccr.fi.cr/sitios/bccr/investigacioneseconomicas/DocMetodosCuantitativos/Pruebas_raiz_unitaria_cambio_estructural_Lee_y_Strazicich.pdf>.
- Soto, R. y Tapia, M. (2000). Cointegración estacional y la demanda de dinero. *Economía Chilena*, 3(3), pp. 57-71. [en línea] Disponible en: <<https://core.ac.uk/download/pdf/6642152.pdf>>.
- Tobin, J. (1956). The interest elasticity of the transaction demand for cash. *Review of Economics and statistics*, 38(3), pp. 241-247. [en línea] Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/1925776>>.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behaviour toward risk. *The Review of Economic Studies*, 25(2), pp. 65-86. [en línea] Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/1808126>>.
- Toro, J., Garavito, A., López, D.C. y Montes, E. (2015). El choque petrolero y sus implicaciones en la economía colombiana. *Borradores de Economía*. 906; pp. 1-65. [en línea] Disponible en: <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/be_906.pdf>.
- Uribe Escobar, J.D. (2016). Control de la inflación y apoyo al crecimiento sostenido del producto y el empleo: 2005-2016. *Revista del Banco de la República*, 89 (1070), pp. 5-14. [en línea] Disponible en: <<https://publicaciones.banrepcultural.org/index.php/banrep/article/view/8312>>.
- Urrutia Montoya, M., Hofstetter, M. y Hamann, F. (2014). *Inflation targeting in Colombia, 2002-2012* [IDB Working Paper Series no. IDB-WP-487]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2407367>
- Zivot, E. y Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), pp. 251-270. <https://doi.org/10.2307/1391541>