



Revista de Economía del Rosario

ISSN: 0123-5362

ISSN: 2145-454X

luis.gutierrez@urosario.edu.co

Universidad del Rosario

Colombia

Ordoñez-Callamand, Daniel; Melo-Velandia, Luis Fernando; Parra-Amado, Daniel
Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal
Revista de Economía del Rosario, vol. 21, núm. 1, 2018, Enero-Junio, pp. 5-37
Universidad del Rosario
Colombia

DOI: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.6799>

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=509555792001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UDEM
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

Una exploración reciente a la demanda por dinero en Colombia bajo un enfoque no lineal

Recibido: octubre, 13 de 2017 - Aprobado: marzo, 23 de 2018

Doi: <http://dx.doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.6799>

Daniel Ordoñez-Callamand*

Luis Fernando Melo-Velandia†

Daniel Parra-Amado‡

Resumen

El artículo explora la estimación de una función de demanda por dinero tradicional para la economía colombiana para el periodo 1984-2016. Se utiliza un modelo de cointegración bajo un enfoque no lineal, como el propuesto por Saikkonen y Choi (2004), el cual permitió encontrar dos regímenes extremos para la economía colombiana y con ello caracterizar el problema de inestabilidad de la demanda por dinero. Las estimaciones muestran la presencia de una relación de largo plazo entre los precios, el ingreso, la tasa de interés y la demanda de dinero. Los coeficientes ajustados son significativos y los signos de cada uno de ellos resultaron como lo esperado en la teoría económica. En particular, las semielasticidades respecto a la tasa de interés se situaron entre -0,005 y -0,983, mientras que las elasticidades ingreso encontradas oscilaron entre 1,967 y 3,006. La evidencia estadística

Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su junta directiva. Agradecemos la colaboración de Daniel Gómez Vásquez y los comentarios de Fernando Arias, Camilo Cárdenas y Sebastián Sanín. Así mismo, se agradecen los comentarios de los evaluadores anónimos.

* Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: ordonez-d@javeriana.edu.co.

† Banco de la República, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: lmelovel@banrep.gov.co

‡ Banco de la República, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: dparraam@banrep.gov.co

Cómo citar este artículo: Ordoñez-Callamand, D., Melo-Velandia, L. F. & 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), 5-37.

Doi: <http://dx.doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.6799>

sobre la homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero respecto a los precios resultó ambigua.

Palabras clave: demanda por dinero, modelos de transición suave –STAR–.

Clasificación JEL: E41, C22

An Exploration of the Money Demand in Colombia: A Non-Linear Approach

Abstract

This article models the money demand for the Colombian economy between 1984 and 2016. We use a cointegration model under a non-linear framework as the one proposed by Saikkonen and Choi (2004). Our results suggest two extreme regimes for the money demand in the Colombian economy and confirm its instability. We found out that there is a cointegration long-term relationship between money demand, prices, income and the interest rate. The coefficients were significant and with the sign as expected by the economic theory. In particular, interest rate semi-elasticities were estimated between -0.005 and -0.983, while income elasticities were estimated between 1.967 and 3.006. Statistical evidence of homogeneity of degree one of the demand for money with respect to prices was ambiguous.

Keywords: money demand, smooth transition models –STAR–.

JEL Classification: E41, C22

Uma exploração recente à demanda por dinheiro na Colômbia sob um enfoque não linear

Resumo

O artigo explora uma estimação de uma função de demanda por dinheiro tradicional para a economia colombiana para o período 1984-2016. Se utiliza um modelo de cointegração sob um enfoque não linear como o proposto por Saikkonen e Choi, 2004, o qual permitiu encontrar dois regimes extremos para a economia colombiana e com isto caracterizar o problema de instabilidade da demanda por dinheiro. As estimações mostram a presença de uma relação a longo prazo entre os preços, o ingresso, a taxa de juros e a demanda de dinheiro. Os coeficientes ajustados são significativos e os signos de cada um deles resultaram como o esperado na teoria econômica. Em particular, as semi-elasticidades respeito à taxa de juros situaram-se entre -0.005 e -0,983, enquanto que as elasticidades ingresso encontradas oscilaram entre 1,967 e 3,006. A evidência estatística sobre a homogeneidade de grau um da demanda por dinheiro aos preços resultou ambígua.

Palavras-chave: demanda por dinheiro, modelos de transição suave –STAR–.

Classificação JEL: E41, C22

Introducción

Entre los años ochenta y noventa los bancos centrales fueron abandonando los agregados monetarios como objetivos e instrumentos de la política monetaria y algunos adoptaron el esquema de inflación objetivo. La implementación de este último se hace a través de política de tasa de interés.¹ De hecho, la menor estabilidad de los agregados monetarios, debido en parte a las innovaciones financieras registradas en las últimas décadas, ha llevado a que la tasa de interés predomine sobre los agregados monetarios como instrumento de política monetaria (Poole, 1970).² No obstante, la elaboración de las políticas del Banco Central depende de ciertos supuestos acerca de la demanda por dinero, con lo cual la dinámica y los determinantes de los agregados monetarios siguen siendo relevantes en el marco de la política monetaria actual.³

En los últimos años, con el desarrollo de los mercados monetarios y luego de las recientes crisis financieras, entender la importancia del dinero en la conducción de la política monetaria de los bancos centrales ha tomado de nuevo relevancia, lo cual requiere una investigación apropiada de la dinámica de la demanda por dinero. De hecho, aunque los instrumentos actuales se basan en las tasas de interés y su transmisión opera por diversos canales, como el crédito (Carrera, 2011), los precios de los activos y la hoja de balance (López & Salamanca, 2010), la tasa de interés de mercado (Becerra & Melo, 2010), las tasas de cambio (González, Rincón & Rodríguez, 2010) y el de expectativas, el conocimiento de la demanda por dinero es crucial y ayuda al descubrimiento de riesgos sobre la estabilidad de precios en el largo plazo (Jawadi & Sousa, 2013). También es útil conocer la dinámica de la demanda de dinero, puesto que esta debe ser consistente con la oferta, de tal forma

1 Como lo sugiere McCallum (2004), bajo el esquema de política monetaria basado en tasa de interés implementado por la banca central, el equilibrio de la cantidad de dinero resulta siendo un residual y, por tanto, una variable de poco interés para el hacedor de política en busca de estabilizar el crecimiento y la inflación.

2 Poole (1970) señaló, en términos generales, que en caso de que la volatilidad del sector monetario fuera mayor que la variabilidad por el lado de la demanda agregada, era más conveniente seguir una política de tasas de interés que de agregados monetarios. Si bien este argumento se desarrolló en otro contexto histórico, la intuición para esta prescripción de política fue ampliamente reconocida con el tiempo. Sin embargo, también en su trabajo aclara que, bajo situaciones de certidumbre equivalentes, tanto la tasa de interés como los agregados monetarios podrán conducir a resultados similares.

3 Friedman (1976) argumentó que los agregados monetarios pueden cumplir la función de objetivos intermedios en sistemas monetarios cuyo instrumento sea la tasa de interés, por ejemplo, establecer vínculos entre el producto y los precios en la búsqueda de mayor estabilidad de la demanda por dinero. El autor enfatiza que comprender la demanda por dinero puede ser algo más que simple interés académico.

que permita una correcta transmisión de la política monetaria a través de la tasa de interés (Gronlie & FMI staff, 2001).

Aunque el propósito de la política monetaria es lograr la estabilidad de precios en el mediano y largo plazo, en la mayoría de bancos centrales, como el Banco Central Europeo —BCE—, la Reserva Federal de Estados Unidos —Fed—, el Banco de Inglaterra (BoE) o los países con régimen de inflación objetivo como Colombia, el rol de la política, sus objetivos e instrumentos, y la puesta en marcha de la postura monetaria no siempre es la misma. Por ejemplo, mientras que el BCE usa explícitamente el agregado monetario M3 como un indicador de riesgo inflacionario y al mismo tiempo tiene una meta de inflación, la Fed y el BoE focalizan su atención sobre M2 y M4, respectivamente, a pesar de seguir una estrategia de inflación objetivo.⁴

Teniendo en cuenta lo anterior, el presente trabajo pretende estudiar la evolución de la demanda por dinero en el entorno colombiano durante las últimas tres décadas. Así, se cubren periodos importantes como la independencia de la banca central en 1991 y la adopción del esquema de inflación objetivo desde finales de los noventa, que utiliza como instrumento la tasa de interés. Así mismo, debe tenerse en cuenta que la globalización, los avances tecnológicos y las innovaciones financieras también han cambiado la dinámica de la demanda por dinero en el tiempo.

Es importante señalar que, dado que los hacedores de política deben realizar algunos supuestos sobre la demanda por dinero, también se resalta la necesidad de conocer si se cumple la estabilidad de la demanda por dinero en el largo plazo bajo diferentes escenarios. De hecho, como mencionan Hernández y Posada (2006), en la Colombia previa al esquema de inflación objetivo, cuando los mecanismos de predicción se basaban en el equilibrio monetario y la demanda por dinero pudiera no estar bien especificada, se produjeron errores sistemáticos que conducían a recomendaciones de política erradas en cuanto al logro de los resultados esperados. En particular, los autores notan que aquellos errores de predicción del impacto de los agregados monetarios sobre la inflación produjeron incluso mayor volatilidad (no deseada) en las tasas de interés y en la misma inflación, con riesgos importantes sobre la actividad real.

Aunque en Colombia en la última década los agregados monetarios habían aumentado a tasas reales anuales que superaban el crecimiento observado del Producto Interno Bruto —PIB— y, al mismo tiempo, no se observaron presiones

4 Otras investigaciones sobre la relevancia de la demanda por dinero que se recomienda al lector consultar son Goldfeld y Sichel (1990), Sriram (2000), Duca y VanHoose (2004), y Barnett (2008).

inflacionarias importantes, resulta interesante que en los últimos dos años los agregados monetarios se han venido desacelerando a un ritmo mayor que la actividad económica, mientras que la inflación no ha retornado a su rango meta (figura 1). Es importante señalar que luego del choque producido por la caída de los precios del petróleo en el 2014, la economía colombiana ha visto afectados sus términos de intercambio, el nivel de ingreso nacional y la actividad económica y, con ello, la disminución en el crecimiento de los agregados monetarios podría ser una consecuencia de la pérdida de riqueza. Lo anterior podría implicar cambios en las elasticidades de la demanda por dinero a estas variables macroeconómicas. Al mismo tiempo, aquellos fenómenos motivan la evaluación sobre las sensibilidades que afectan la demanda por dinero, que aparentemente responden recientemente más al ingreso que a otros factores.

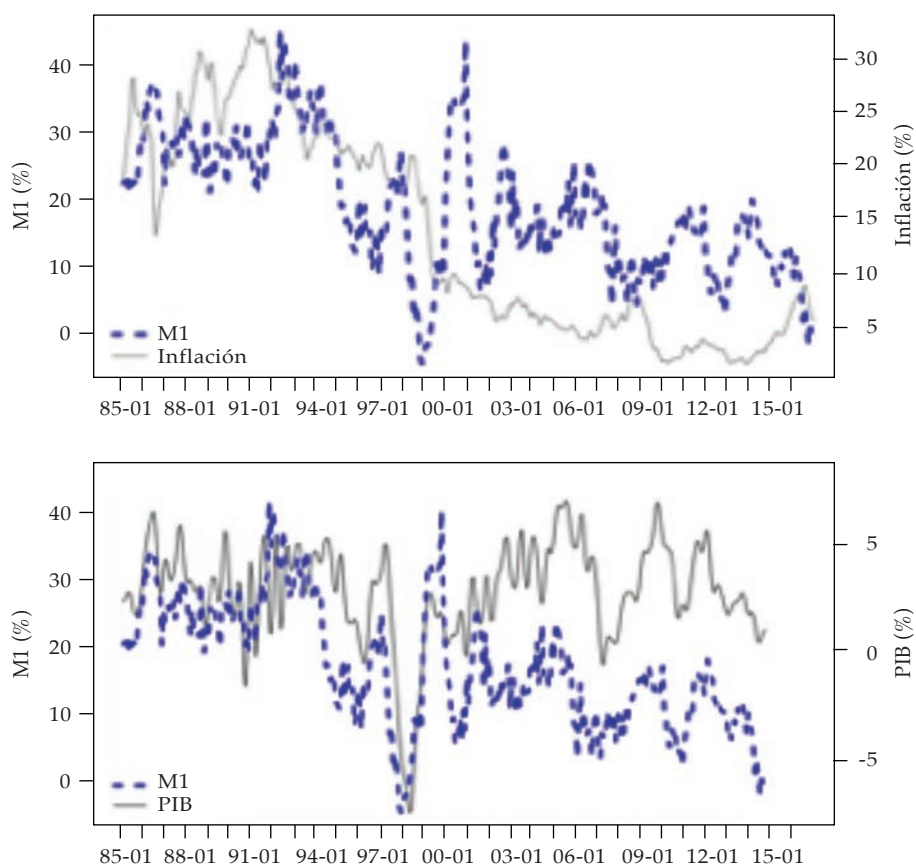


Figura 1. Crecimientos anuales del agregado monetario (M1) y variables macroeconómicas (inflación anual y PIB)

El presente artículo encuentra que la demanda por dinero en Colombia es inestable para el periodo comprendido entre 1984 y el 2016. No obstante, mediante métodos de cointegración en un entorno de modelos de transición suave, se logra ajustar un modelo de demanda por dinero con múltiples regímenes, en el cual se puede apreciar que hay dos regímenes extremos en los que sí se observa estabilidad. Así mismo, hay un periodo de transición, comprendido entre los años noventa e inicios del 2000, en el cual dicha estabilidad se pierde. Lo anterior permite tener coeficientes que varían en el tiempo según el régimen en el que se encuentre la economía. Los resultados encontrados establecen que existe una relación de largo plazo entre la demanda por saldos monetarios y variables macroeconómicas como los precios, el ingreso y la tasa de interés. Los coeficientes estimados para cada una de dichas elasticidades resultaron significativos y con el signo esperado según la teoría económica. Por último, la función de transición utilizada permitió incorporar en el modelamiento cambios asociados a las preferencias de los agentes o innovaciones financieras. Sin embargo, esto último no permite explicar en detalle sus causas, ni tampoco tener certeza sobre la forma funcional de estas.

El artículo está dividido en cinco secciones adicionales. Primero, se muestra un recuento de la literatura económica, haciendo énfasis en la evidencia empírica internacional y en Colombia respecto a las estimaciones de la función de demanda por dinero. Segundo, se presenta un modelo teórico que permite establecer una relación de largo plazo entre la demanda por dinero y algunos de sus determinantes. Aquí, el aporte a la literatura hace énfasis en las ventajas que la estimación no lineal tiene sobre los métodos tradicionales lineales.⁵ Tercero, se presenta la metodología econométrica que se utiliza para la estimación de la función propuesta. Finalmente, en las dos últimas secciones se presentan los principales resultados y algunas conclusiones derivadas del presente ejercicio.

Evidencia empírica internacional y en Colombia

La literatura internacional es amplia, y, aunque en las últimas cuatro décadas se ha observado un enorme esfuerzo en las investigaciones por sustentar y verificar mediante estudios empíricos la estimación de la demanda por dinero, las conclusiones y los resultados en algunos casos resultan ambiguos sobre

5 El lector puede revisar los siguientes artículos en los que se muestran las conveniencias y las bondades de los métodos no lineales: Escribano (2004), Chen y Wu (2005), Calza y Zaghini (2006), Austin, Ward y Dalziel (2007), y Sahin (2013).

los factores económicos que la determinan. Sriram (2000), Duca y VanHoose (2004) y Knell y Stix (2006) tienen trabajos que recopilan un número importante de estudios aplicados en este tema, en donde los autores reúnen una serie de hechos estilizados que pueden converger a diversos modelos teóricos y que cuestionan la importancia del estudio de la demanda por dinero. Por ejemplo, los autores muestran que, bajo las hipótesis basadas en la teoría cuantitativa del dinero la elasticidad del ingreso debería ser cercana a la unidad (Friedman, 1976), mientras que bajo el enfoque de inventarios (Baumol, 1952) dicho valor es significativamente menor a uno, cercano a 0,5. En contraste, bajo un enfoque de portafolio es usual concluir que la elasticidad del ingreso podría ser considerablemente mayor a la unidad.

Knell y Stix (2005) han subrayado la importancia de la riqueza y de los precios de activos que podrían interactuar con los determinantes de la demanda por dinero, de tal forma que los agregados monetarios crecerían a un ritmo más acelerado que el ingreso. Lo anterior conduce a la estimación empírica de elasticidades del ingreso mayores a la unidad y se denomina efecto riqueza en la demanda por dinero.⁶ En ese estudio los autores recopilan la información de 381 ejercicios empíricos para 16 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos —OECD— entre 1970 y el 2000. Se destaca que, pese a que en promedio la elasticidad de la demanda por dinero al ingreso es cercana a la unidad, dichas estimaciones muestran una desviación estándar de 0,37.⁷ Knell y Stix (2006) realizan una extensión del estudio previo al incorporar países en vía de desarrollo y encuentran que la dispersión en los resultados, respecto a la elasticidad del ingreso, es mayor para dichas economías (desviación estándar de 0,53). Pese a esto, los autores toman la mediana de los estudios y encuentran que la elasticidad del ingreso de la demanda por dinero en agregados más amplios (M2, M3) es mayor para los países OECD (1,12) frente a los países no OECD (0,96), lo que atribuyen a las decisiones de portafolio que podrían influenciar el comportamiento de la demanda por dinero. Adicionalmente, analizan la semielasticidad de la tasa de interés, encontrando que el signo del efecto es negativo, según lo esperado por la teoría económica, y en promedio se sitúa entre -0,07 y -0,45 dependiendo del país, del agregado monetario utilizado y del método de estimación.

6 Chitre (1975) muestra cómo un efecto riqueza positivo surge si ante un incremento en la riqueza el gasto planeado aumenta por encima de los ingresos esperados o si el rendimiento marginal de los activos que posee disminuye.

7 Dentro del análisis predomina el impacto de Estados Unidos y de Alemania, con unas desviaciones estándar de 0,31 y 0,30.

Hamori y Hamori (2008) cubren una muestra más reciente (1999 al 2006) para 11 países de la zona euro, utilizando los agregados monetarios M1, M2 y M3. Entre sus resultados se destaca la estabilidad de la demanda por dinero para dichos agregados y la dispersión en los resultados entre países, lo que podría deberse al tamaño de las economías y el desarrollo de sus mercados financieros. En particular, las elasticidades de ingreso y de tasa de interés dentro de la demanda por dinero para el panel de países fueron 2,55 y -0,25 en promedio, respectivamente. En cuanto a la elasticidad del ingreso, Francia, Holanda y España presentaron los mayores coeficientes (4,72, 3,97 y 3,94), mientras que Irlanda y Portugal los menores (0,50 y 1,26). Por otro lado, Italia y Francia mostraron los coeficientes de semielasticidades de tasa de interés más altas (-0,47 y -0,34), mientras que los más bajos fueron Luxemburgo y Austria (-0,04 y -0,16).

Setzer y Wolff (2013) utilizan mínimos cuadrados ordinarios dinámicos para un panel de países de la zona euro para el periodo comprendido entre el 2003 y el 2008. La evidencia estadística sugiere una elasticidad del ingreso en promedio de 1,67 y del costo de oportunidad entre -0,09 y -0,23, dependiendo de si se toma la tasa de interés de corto plazo, la de largo plazo o el diferencial de tasas. Al hacer un ejercicio con una ventana muestral que inicia entre el 2001 y el 2004 y termina en el 2008, encuentran que las estimaciones anteriores son sensibles a dichos cambios, en especial la relacionada con la elasticidad del ingreso. Este hecho es interpretado por los autores como evidencia de inestabilidad de la demanda por dinero en la zona euro para dicha década. Adicionalmente, encuentran que el comportamiento de la demanda por dinero puede estar explicada por otros factores diferentes a los tradicionales (ingreso y tasa de interés), como la composición del portafolio y de la riqueza de los agentes, y las innovaciones financieras que afectan las preferencias de los individuos. Finalmente, el estudio presenta una comparación respecto a estimaciones previas, en la que se aprecia que las elasticidades de ingreso para la zona euro varían entre 0,98 y 1,44, y respecto a la tasa de interés entre -0,44 y -1,45.

Jawadi y Sousa (2013) utilizan regresión por cuantiles en un entorno de modelos de transición suave para Estados Unidos, el Reino Unido y la zona euro. Entre sus principales resultados se tiene que las elasticidades de la demanda por dinero al ingreso y a la tasa de interés difieren entre la estimación del promedio por mínimos cuadrados ordinarios frente a la obtenida en las colas de la distribución de tenencias de dinero real. Esto implica asimetrías en la respuesta de los hogares a la sensibilidad en los cambios de variables macroeconómicas como la inflación o el crecimiento. Por ejemplo, los autores encuentran que la sensibilidad de la demanda por dinero con respecto a

la inflación tiende a ser más elevada cuando las tenencias reales de dinero son extremadamente bajas. Por último, los autores amplían el estudio al incluir modelos de transición suave, lo que ratifica aún más la presencia de no linealidades y asimetrías en la estimación de la función de demanda por dinero. Con todo ello, se pueden encontrar elasticidades que varían en el tiempo, las cuales no solo dependen del régimen de la economía, sino que adicionalmente difieren en su comportamiento según el país. En particular, los autores señalan un efecto riqueza en sus estimaciones al obtener elasticidades ingreso entre 1,033 y 1,826 para la zona euro, y entre 1,712 y 2,055 para el Reino Unido. En el caso de Estados Unidos, la evidencia sugiere homogeneidad de grado uno respecto al ingreso en la demanda por dinero.⁸ Para las elasticidades respecto a la tasa de interés, las estimaciones para los tres países oscilan entre -0,003 y -0,12.

En el caso de las economías en desarrollo es más común observar elasticidades de ingreso superiores a uno, señalando el efecto riqueza. Algunas razones para ello son el proceso de innovación financiera, las reformas institucionales y la ampliación de los mercados financieros, entre otros aspectos que han surgido en dichas economías entre la década de los noventas y la actualidad (Valadkhani, 2008; Rao & Kumar, 2009). Bahmani-Oskooee y Rehman (2005) encuentran elasticidades de la demanda por dinero respecto al ingreso para Indonesia, Malasia y Singapur de 1,29, 1,20 y 1,48, respectivamente. Los autores también señalan la inestabilidad en los parámetros de algunos de los países considerados. Rao y Kumar (2009) utilizan un panel de 14 economías emergentes asiáticas para ajustar una función de demanda por dinero, y encuentran elasticidades del ingreso entre 0,85 y 3,12, y de tasa de interés entre -0,01 y -0,06. Narayan, Narayan y Mishra (2009) estiman funciones de demanda por dinero para Bangladesh, India, Pakistán, Sri Lanka y Nepal, y encuentran una relación de largo plazo entre las tenencias reales de dinero y el ingreso, la tasa de cambio real, la tasa de interés interna y la tasa de interés internacional. En el caso de las elasticidades ingreso y de tasas de interés domésticas, las estimaciones sugieren un valor de 1,269 y -0,02 en promedio, respectivamente.⁹

8 Si la demanda por dinero es homogénea de grado uno en el ingreso, entonces un aumento en el ingreso implica un aumento en la misma proporción en la demanda por dinero. En el caso de la presencia de efectos riqueza, el aumento en el ingreso puede generar un incremento en la demanda por dinero real más que proporcional.

9 Elasticidades ingreso: Bangladesh (0,493), India (1,289), Pakistán (1,260), Sri Lanka (1,223) y Nepal (2,083). Elasticidades de tasas de interés: Bangladesh (-0,039), India (-0,26), Pakistán (0,006), Sri Lanka (-0,009) y Nepal (0,157).

Carrera (2016) toma un panel de 15 economías latinoamericanas y encuentra elasticidades ingreso y tasa de interés de 0,94 y -0,008 para el conjunto de países.¹⁰ El autor también estima país por país, y dentro de sus resultados se destaca la poca dispersión de la estimación del coeficiente de tasa de interés, mientras que, por el contrario, se observa una amplia variabilidad en el coeficiente asociado al ingreso. Por ejemplo, mientras que para Brasil, Guatemala y Venezuela el ajuste sugiere coeficientes mayores a la unidad (3,27, 1,66 y 1,33), para México y Bolivia este se sitúa levemente por debajo de uno (0,76 y 0,90). Ferrada y Tagle (2014) estiman para el periodo 2000-2014 la función de demanda por dinero para Chile, y hallan que la elasticidad a la tasa de interés es -0,121 y al ingreso es 2,342.

En el caso colombiano también la literatura sobre el tema es amplia. Entre los trabajos pioneros se encuentran los de Carrizosa (1983), Steiner (1988), Carrasquilla y Rentería (1990) y Lora (1990); todos ellos se preocupan por el estudio de la estabilidad de la demanda por dinero, ya que la mayoría de estas investigaciones se sitúa en un periodo en el que la banca central en Colombia tenía como instrumento los agregados monetarios.¹¹ Es importante señalar que la mayoría de las estimaciones de dichos trabajos restringían la función de demanda por dinero bajo el supuesto de homogeneidad de grado uno en los precios y en el ingreso. Además, en términos de métodos de estimación, los modelos se abordaban solo para series estacionarias.

Entre los primeros documentos en relajar el supuesto de estacionariedad de las series para la estimación de la demanda por dinero se encuentra el de Misas y Suescún (1993). Allí, los autores encuentran estabilidad de la demanda por dinero para los agregados monetarios M1 y M2, y confirman la existencia de una relación de cointegración entre los agregados monetarios y los precios, el ingreso y la tasa de interés. Por el contrario, para el caso de la base monetaria, los autores no hallaron ninguna relación de largo plazo entre estas variables macroeconómicas. Al no restringir por homogeneidad, las estimaciones del estudio muestran una elasticidad del ingreso entre 1,15 y 1,47, de los precios entre 0,84 y 1,15 y de la tasa de interés entre -0,29 y -0,57. Misas, Oliveros y Uribe (1994) reexaminan la discusión sobre la demanda por

10 El autor utiliza técnicas de cointegración en datos panel mediante *fully modified ordinary least squares* — FMOLS—. En el estudio se aprovechan tanto los factores comunes para el conjunto de países como las dinámicas individuales de cada uno de ellos. Adicionalmente, el estudio explora diversas especificaciones funcionales para la demanda de dinero para la región latinoamericana.

11 También es importante mencionar que en buena parte de la década de los noventa, la Banca Central en Colombia utilizó una política de control del tipo de cambio que interactuaba con dicho esquema de agregados monetarios.

dinero incorporando en el análisis una variación respecto al costo de oportunidad, de manera que ahora utilizan el diferencial entre la tasa de depósitos a 90 días —CDT— y una tasa de interés ponderada con los componentes de agregados monetarios amplios, como M2. Según esta nueva definición, las estimaciones sugieren una elasticidad para el costo de oportunidad que oscila entre -0,20 y -0,29, lo que es similar a los hallazgos anteriores. No obstante, se diferencia de los trabajos previos al encontrar evidencia estadística que sugiere que la demanda por dinero es inestable en sus parámetros.

Herrera y Julio (2003) no encuentran evidencia estadística para rechazar la hipótesis de estabilidad de la función de demanda por dinero para un periodo de análisis comprendido entre 1955 y 1992.¹² De hecho, realizando un ejercicio de sensibilidad, cambiando las ventanas muestrales para la estimación, los autores no encuentran presencia de cambios estructurales que afecten la estabilidad de la demanda por dinero.

Así mismo, el ejercicio propuesto por los autores indica la presencia de asimetrías en la demanda por dinero frente a cambios en la tasa de interés. Ellos dividen sus cálculos de elasticidades entre corto y largo plazo. Allí, encuentran que la elasticidad ingreso de la demanda por dinero se sitúa en 0,93 en el corto plazo pero aumenta entre 1,28 y 1,45 en el largo plazo. Para los precios hallan un coeficiente de corto plazo de 0,59 y en el largo plazo entre 0,81 y 0,87. Por último, para la tasa de interés la elasticidad estimada en el corto plazo fue -0,22, y para el largo plazo entre -0,18 y -0,3.

Aunque Misas y Oliveros (1997) encuentran una relación de cointegración entre los agregados monetarios amplios como M2 y M3 y los determinantes de la demanda por dinero, hallan la presencia de endogeneidad entre el ingreso y los precios. En contraste, en el caso de las estimaciones para el M1, los precios, el ingreso y el diferencial de tasas de interés cumplen el supuesto de exogeneidad débil que sugiere la teoría cuantitativa del dinero. También encuentran estabilidad de la demanda por dinero, y las elasticidades correspondientes al ingreso, a los precios y al costo de oportunidad se situaron en 1,974, 0,738 y -0,013, respectivamente.¹³ Por otro lado, mediante el uso de una representación estado-espacio, Misas y Posada (2003) logran modelar la relación entre los precios, el ingreso y los agregados monetarios en un entorno de expectativas racionales. Los autores encuentran una elasticidad de

12 Los autores realizan estimaciones con datos anuales para 1955-1991 y con datos trimestrales para 1970-1992.

13 En el caso de las elasticidades de ingreso para los modelos ajustados con agregados amplios como M3, los coeficientes estimados fueron significativamente mayores y oscilaron entre 4,82 y 5,85.

la demanda por dinero a la tasa de interés que se sitúa en un rango entre -0,34 y -0,52.

Otro aspecto importante dentro de las estimaciones de demanda por dinero es el papel que desempeñan las innovaciones financieras. Gómez (1998) sugiere que la omisión de este aspecto conduce a un error de especificación de las funciones de demanda por dinero, por lo que el autor utiliza una tendencia temporal¹⁴ en el vector de cointegración como proxy de la evolución de las innovaciones financieras en Colombia. Las estimaciones sugieren que efectivamente la inclusión de dicha tendencia temporal mejora el ajuste de los modelos de cointegración y conlleva a una demanda por dinero estable. Entre sus resultados se pueden resaltar: 1) la homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero en términos de los precios; 2) el coeficiente asociado a la innovación financiera presenta una influencia negativa sobre la demanda por saldos reales (-0,040); y 3) las elasticidades respecto al ingreso y la tasa de interés encontradas fueron 2,010 y -1,036. Algo similar se infiere de Gómez (1999), quien utiliza como proxy de cambio tecnológico la relación entre depósitos sujetos a encaje y efectivo en las estimaciones de demanda por dinero. El signo asociado a dicha variable es negativo como lo predice la teoría y el autor ratifica que la exclusión en la regresión de esta variable conlleva a errores de especificación e inestabilidad de la demanda por dinero.

Por último, Hernández y Posada (2006) estiman la demanda por dinero en Colombia para el periodo comprendido entre 1994 y el 2006, y encuentran que pese al crecimiento significativo de la demanda por saldos reales de dinero, la oferta había crecido a un ritmo similar, por lo que el equilibrio monetario permitía mantener el proceso de desaceleración de la inflación en Colombia. Los autores también utilizan una tendencia determinística para modelar el proceso de innovación financiera dentro del sistema de estimación propuesto, similar a los estudios antes mencionados, y el coeficiente asociado resulta negativo, como lo indica la teoría económica. En términos de los coeficientes ajustados, la investigación sugiere una elasticidad de la demanda por dinero respecto al ingreso, a los precios y al costo de oportunidad de 1,099, 1,164 y -0,168, respectivamente.

¹⁴ Dutkowsky y Atesoglu (2001) sugieren que una tendencia temporal permite capturar la dinámica creciente del consumo per cápita con respecto a los saldos reales de dinero. A su vez, esto implica una relación inversa entre la tendencia y la demanda por saldos reales.

Modelo teórico

En la literatura económica es usual estudiar tanto la relación entre la cantidad de dinero (M) y el producto o ingreso de la economía (Y), como su relación con algunos costos del dinero, tales como la inflación o las tasas de interés. Siguiendo la descripción de Gómez (1998), pueden existir varias respuestas a la pregunta sobre cuál teoría podría explicar la relación entre dichas variables. Como lo menciona el autor, podría ser una teoría de la demanda agregada, $M/P = \gamma Y$ (Blanchard & Fischer, 1989; Blanchard, 1997), o podría ser la teoría cuantitativa del dinero $MV = PY$. Así mismo, si la relación entre estas variables es la teoría cuantitativa de dinero, definir cuál debería ser la variable endógena tampoco tiene una única respuesta. La teoría cuantitativa puede ser entendida como una teoría de la demanda por dinero $M = PY(1/V)$ (Friedman, 2010), también puede interpretarse como una teoría de la determinación del nivel de precios, $P = MV/Y$ (Barro, 2007), o, finalmente, como una teoría de la determinación del ingreso (McCallum & Goodfriend, 1989).

El presente artículo pretende estimar algunas formas funcionales a partir de la definición de la teoría cuantitativa del dinero, entendida como una teoría de la demanda por dinero. En general, la forma funcional para estimar sigue (véanse alternativas en Bae, Kakkar & Ogaki, 2006; Bae & De Jong, 2007):

$$M^d = f(P, Y, r) \quad (1)$$

$$M^d = \alpha_i + \beta_{1,i}P + \beta_{2,i}Y + \beta_{3,i}r \quad (2)$$

dónde M^d denota los saldos nominales de dinero, P el nivel de precios, Y el producto o ingreso real de la economía y, por último, r es la tasa de interés nominal.¹⁵ Los coeficientes tienen el subíndice i , que implica que las elasticidades pueden variar en el tiempo y dependerán del régimen en el que se encuentra la economía.¹⁶ Así mismo, f puede ser cualquier forma funcional, usualmente lineal. Sin embargo, dada la amplia literatura que cuestiona e

15 En la mayoría de especificaciones de demanda por dinero, es usual que la tasa de interés se modele sin transformaciones, como en Lucas (1988), Stock y Watson (1993) y Ball (2001). Sin embargo, dada la no linealidad de la demanda por dinero, en algunos casos se utiliza la transformación con logaritmos sobre la tasa de interés (véase Bae et al., 2006; Bae & De Jong, 2007), lo que está asociado a modelos clásicos de demanda por efectivo, como los de Baumol (1952) y Tobin (1956).

16 Las estimaciones del presente artículo hacen referencia al régimen inferior o superior de la tabla 4.

indaga sobre la estabilidad de la forma funcional de la demanda por dinero (véase Lütkepohl, 1993; Carrasquilla & Renteria, 1990; Calza & Souza, 2003; Bahmani-Oskooee & Rehman, 2005), en el presente artículo se adoptan formas no lineales, lo cual se convierte en un aporte a la literatura colombiana ya que permite tener en la modelación econométrica la flexibilidad de no tener una demanda por dinero estable en el tiempo.

En particular, Gómez (1998) muestra algunos ejemplos en los cuales la demanda por dinero en Colombia no es estable y, por tanto, se debe incorporar una variable de innovación financiera. De hecho, el autor, mediante el uso de un modelo de correcciones de errores vectorial (VEC), utiliza una tendencia en el vector de cointegración para modelar el avance de las innovaciones financieras. Como resultado, encuentra que el ajuste del modelo de la demanda por dinero en Colombia es más estable al incorporar dicha tendencia como proxy de innovación financiera. En el presente artículo, el uso de una función no lineal (f) en la estimación y el cambio en los parámetros dependiendo del régimen i permite modelar cambios como las innovaciones financieras mencionadas por Gómez (1998).

Adicionalmente, en el presente artículo se pretende evaluar una forma funcional alternativa que puede ser estimada a partir de una de las condiciones de primer orden del modelo propuesto por Kim (2000). Allí, se considera un consumidor que maximiza su función de utilidad, la cual depende tanto de sus decisiones de consumo real como de sus preferencias por tenencias de dinero real:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) \quad (3)$$

dónde β es un factor de descuento, C_t es el consumo real y $\frac{M_t}{P_t}$ son los saldos monetarios reales. El problema de maximización tiene las siguientes restricciones: para cada periodo el individuo recibe un ingreso (Y_t) y una tasa de interés real (R_t) sobre los bonos (B_{t-1}) que tenga bajo su propiedad. Aunque el individuo puede transferir riqueza de un periodo a otro mediante las tenencias de dinero, esto no produce ningún interés o dividendo.

$$C_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} = Y_t + R_t \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (4)$$

Se asume la ecuación de Fisher estándar, la cual sostiene la siguiente relación¹⁷:

$$R_t = \frac{(1+r_t)}{(1+\pi_{t+1})} = (1+r_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (5)$$

donde r_t es la tasa de interés nominal y π_t es la tasa de inflación. Teniendo en cuenta todo lo anterior, las condiciones de primer orden del problema de optimización dan como resultado que la tasa marginal de sustitución entre tenencias de dinero real y consumo real estaría dada por:

$$\frac{U'_M}{U'_C} = \frac{r}{1+r} \quad (6)$$

Para obtener una solución analítica, se asume una función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante —CRRA—, como en Setzer y Wolff (2013). Este tipo de función puede ser representada por:

$$U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}\right) = \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + b_t^\delta \frac{\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (7)$$

donde b_t^δ modela cambios en las preferencias del individuo por tenencias de dinero. De esta manera, combinando (6) y (7), y solucionado la parte del sistema sobre los balances de dinero reales, se obtiene la siguiente función de demanda por dinero:

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \frac{\sigma}{\gamma} \ln(C_t) - \frac{1}{\gamma} \ln\left(\frac{r_t}{1+r_t}\right) + \frac{\delta}{\gamma} \ln(b_t) \quad (8)$$

17 De esto se desprende que el cambio en la inflación, que tiene su origen en un cambio en el crecimiento de la cantidad de dinero, se traduce en una variación del tipo de interés nominal en idéntica proporción. Bajo esta premisa la inflación no afecta el tipo de interés real.

O, lo que es equivalente,

$$\ln(M_t) = \ln(P_t) + \frac{\sigma}{\gamma} \ln(C_t) - \frac{1}{\gamma} \ln\left(\frac{r_t}{1+r_t}\right) + \frac{\delta}{\gamma} \ln(b_t) \quad (9)$$

Así, la demanda por dinero nominal depende del nivel de precios, del ingreso real (dado que $Y=C$ en el equilibrio de largo plazo), de un costo de oportunidad de tener el dinero (asociado a r_t) y de un componente exógeno de cambios en las preferencias por tenencias de dinero (b_t). En resumen, las especificaciones que se evaluarán en este documento tienen en cuenta (1) y (9) de la siguiente manera:

Modelo 1

$$m_t^d = \alpha_i + \beta_{1,i} p_t + \beta_{2,i} y_t + \beta_{3,i} \frac{r_t}{1+r_t} \quad (10)$$

Modelo 2

$$m_t^d = \alpha_i + \beta_{1,i} p_t + \beta_{2,i} y_t + \beta_{3,i} r_t$$

Es importante mencionar que el componente asociado a cambios en preferencias por tenencias de dinero (b_t) en (9), utilizado por Setzer y Wolff (2013), puede verse reflejado en los cambios en la estimación del parámetro α_i en los dos modelos propuestos en el presente artículo. Así mismo, se debe señalar que en este documento se toma como proxy del costo de oportunidad del dinero a la tasa de interés de los depósitos a 90 días mediante r_t y $\left(\frac{r_t}{1+r_t}\right)$ en los modelos antes mencionados. No obstante, no hay consenso en la literatura sobre qué medida debe ser utilizada para aproximarse al costo de oportunidad. Por ejemplo, algunos estudios toman como costo de oportunidad la inclusión de diferenciales de tasas de corto o largo plazo, o incluyen ambas tasas (Gaab & Liedtke, 1992; Sarno, 1999), expectativas de depreciación del tipo de cambio (Hamburger, 1966; Bahmani-Oskooee, 1991), o expectativas o varianza de la inflación (Slovin & Sushka, 1983; Bahmani-Oskooee & Tanku, 2006; Budina, Maliszewski, de Menil & Turlea, 2006; Austin et al., 2007).

Metodología econométrica

En este trabajo se realiza una extensión de los modelos de transición suave tradicionales (véase Dijk, Teräsvirta & Franses, 2002) y se enfoca el análisis en el caso de variables no estacionarias. En particular, el artículo sigue el desarrollo sugerido por Saikkonen y Choi (2004), en el cual se asume el siguiente modelo de cointegración de transición suave:

$$Y_t = \mu + \alpha' x_t + (\mu_{nl} + \alpha'_{nl} x_t) g((x_{s,t} - c); \gamma) + \mu_t \quad (11)$$

donde y_t es una variable $I(1)$, x_t es un vector columna de orden k de series no estacionarias, μ_t es un término de error estacionario con valor esperado igual a 0, $g((x_{s,t} - c); \gamma) + \mu_t$ es una función logística de transición suave que depende de la variable $x_{s,t}$ y del vector de parámetros $\theta \equiv (c, \gamma)'$. Específicamente, la función de $g(x_{s,t}; \theta)$ se define como:

$$g(x_{s,t}; \theta) \equiv \frac{1}{1 + e^{-\gamma(x_{s,t} - c)}} \quad (12)$$

Un estimador consistente del modelo propuesto en la ecuación (11) puede obtenerse a través de mínimos cuadrados no lineales, el cual resuelve el siguiente problema de optimización:

$$\underset{\lambda \in \Theta}{\text{Argmin}} \quad S_T(\lambda), \quad S_T(\lambda) \equiv \sum_{i=1}^T (y_t - f(x_t; \theta)' \phi)^2 \quad (13)$$

donde, $f(x_{s,t}; \theta) \equiv [1, g(x_{s,t}; \theta) x_t', g(x_{s,t}; \theta) x_t']$, $\Theta \equiv [\mu, \mu_{nl}, \alpha', \alpha'_{nl}]$, $\lambda \equiv [\theta', \theta']$ y θ es un subconjunto compacto de parámetros en el mismo espacio vectorial al que pertenece λ ¹⁸.

Sin embargo, en el contexto de cointegración, muchas veces existe correlación serial o contemporánea entre los regresores (x_t) y el término de error (μ_t). De hecho, Saikkonen y Choi (2004) demuestran que en este caso el estimador anterior es consistente pero ineficiente debido a la endogeneidad.

18 Debe notarse que condicional a θ el modelo en la ecuación anterior podría estimarse por mínimos cuadrados ordinarios. En la práctica, se pueden obtener valores iniciales para la optimización llevando a cabo la regresión dados unos valores de θ . Los valores de este vector pueden ser obtenidos a través de una búsqueda de cuadrícula, como sugiere Teräsvirta (1994).

Para solucionar el anterior problema y obtener un estimador que permita realizar inferencia, Saikkonen y Choi (2004) proponen un estimador de dos etapas. En la primera, se lleva a cabo la estimación asociada a la ecuación (13) por medio de mínimos cuadrados no lineales y se obtienen los residuos $\hat{\mu}_t$ y el primer grupo de parámetros $\hat{\lambda}$, los cuales se denominarán $\hat{\lambda}^{1s}$. En la segunda etapa, se estima la siguiente ecuación por mínimos cuadrados:

$$\hat{\mu}_t = \hat{K}(x_t)' \beta + V_t' \pi + \epsilon_t \quad (14)$$

donde $\hat{K}(x_t)$ representa el gradiente de la función $f(x_t; \theta)$ evaluado en $\hat{\lambda}^{1s}$ y $V_t \equiv [\Delta x_{t-p}', \dots, \Delta x_{t+p}']^{19}$, con p un número entero dado.²⁰ El estimador de dos etapas de λ es entonces $\hat{\lambda}^{2s} = \hat{\lambda}^{1s} + \hat{\beta}$.

Asintóticamente, los estadísticos convencionales (por ejemplo, la prueba t) pueden ser utilizados para realizar inferencia, teniendo en cuenta que la varianza del término de error puede ser calculada a partir de un estimador robusto a autocorrelación y heteroscedasticidad (véase Andrews, 1991) basado en los residuos $\hat{\epsilon}_t = y_t - f(x_t; \hat{\theta})' \hat{\phi} - V_t' \hat{\pi}$, donde $\hat{\theta}$ y $\hat{\phi}$ corresponden a los valores estimados en la segunda etapa, es decir, asociados a $\hat{\lambda}^{2s}$.

Ejercicio empírico

Datos

Para la aplicación empírica se consideran las series de M1, IPC, PIB²¹ y la tasa de interés de los depósitos a término fijo a 90 días —DTF—. Todas las variables

19 Vale la pena notar que este estimador es similar al estimador DOLS de Saikkonen (1991) puesto que ambos utilizan adelantos y rezagos de diferencias de x_t para corregir la endogeneidad. Para ello asumen que $\mu_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \eta_j' \Delta x_{t+j} + \epsilon_t$.

20 Una forma de elegir el número óptimo de adelantos y rezagos en un contexto lineal se puede encontrar en Choi y Kurozumi (2012). Saikkonen y Choi (2004) proponen utilizar un número entre 1 y 3.

21 Para mensualizar el PIB se utiliza la proxy de PIB mensual denominada ISE, índice de seguimiento a la economía, desde 2000 a la fecha. Esta serie es publicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia —DANE—. Para los datos anteriores se utilizó el PIB trimestral empalmado en las cuentas nacionales base 1975 y 1994, y luego se mensualizaron utilizando métodos de interpolación con los paquetes econométricos Distrib e Interpol del software RATS.

son transformadas con logaritmo (excepto la tasa de interés) y desestacionalizadas utilizando el método de Tramo-Seats, considerando el efecto de la Semana Santa.²² Los datos son de frecuencia mensual y cubren el periodo comprendido entre enero de 1984 y diciembre del 2016.

Resultados

En la tabla 1 se reportan los resultados de la prueba de raíz unitaria propuesta por Breitung (2002). En todos los casos se observa que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

Tabla 1. Resultados pruebas de raíz unitaria Breitung (2002)

	<i>M1</i>	<i>IPC</i>	<i>PIB</i>	<i>DTF</i>
Estadístico	0,085	0,101	0,093	0,090

*, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

Las conclusiones de la prueba no cambian al incluir tendencia determinística. *H*₀: La serie es I(1).

En la tabla 2 se presentan los resultados del test de cointegración no lineal propuesto en Choi y Saikkonen (2010) para los dos modelos propuestos en este documento, los cuales están asociados a las formas reducidas en la ecuación (10). Se observa que existe evidencia de que las series consideradas se encuentran cointegradas. En el caso del primer modelo esta conclusión es válida para cualquier nivel de significancia usual, mientras que para el segundo modelo es válida a un nivel de significancia de 1 %.

Tabla 2. Estadístico de cointegración Choi y Saikkonen (2010)

	Modelo 1	Modelo 2
Estadístico	0,554	1,825**

*, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

*H*₀: las series bajo consideración están cointegradas.

Teniendo en cuenta que los resultados de la tabla 2 indican que las series están cointegradas, en la tabla 3 se evalúa si esta cointegración es lineal o

²² También se considera el método X-13 para la desestacionalización, los resultados empíricos no varían mucho frente a esta elección. El efecto de la semana santa en Colombia es bastante relevante por lo que asilarlo permite mejor ajuste de las series (Melo & Parra, 2014; Abril, Melo & Parra, 2016).

no lineal usando la prueba propuesta por Choi y Saikkonen (2004). Esta es bastante similar a la de Teräsvirta (1994) y utiliza expansiones de Taylor para aproximar el efecto de la no-linealidad.

Tabla 3. Estadístico de linealidad Choi y Saikkonen (2004)

	Modelo 1	Modelo 2
Estadístico F	12,60***	15,59***

*, **, *** indican significancia al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

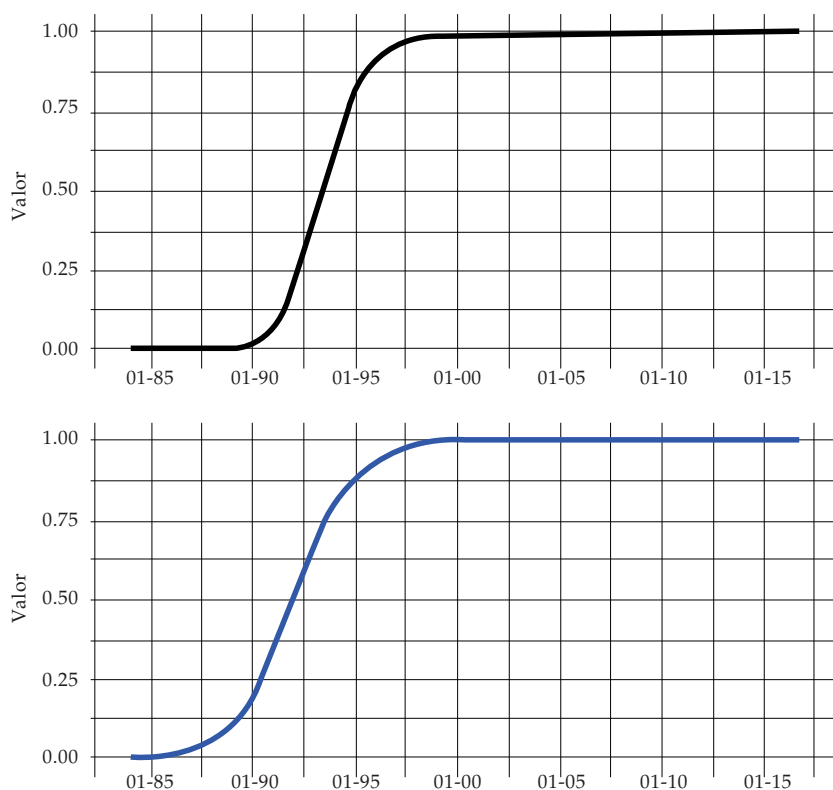
H₀: la relación de cointegración es lineal.

La prueba anterior sugiere que la relación de cointegración encontrada entre las variables bajo estudio es no-lineal para ambos modelos considerados.

Con el fin de ilustrar los regímenes que gobiernan la dinámica de la demanda por dinero en Colombia, la figura 2 muestra la función de transición estimada para cada uno de los modelos propuestos. Así mismo, es importante señalar que la variable de transición utilizada es el índice de precios al consumidor, es decir la variable $x_{s,t}$ en la ecuación (11). Como resultado, la evidencia estadística identifica claramente un cambio de régimen a mediados de los noventa, lo que, a su vez, verifica la presencia de no linealidades que caracterizan la demanda por dinero.

Dado que la función de transición estimada alcanza el valor unitario en ambos modelos al final de la muestra, y toma diferentes valores entre 0 y 1 dentro del periodo de análisis, esto ratifica el carácter inestable de la demanda por dinero en Colombia. De hecho, el cambio entre regímenes enfatiza la significativa variación en el tiempo de la relación entre la demanda por dinero y sus fundamentales. Pese a la inestabilidad encontrada para el conjunto total de la muestra, es importante señalar que en la figura 2 se pueden apreciar tres franjas en las cuales se tiene: 1) estabilidad en el régimen inferior antes de los noventa; 2) un periodo de infinitos regímenes comprendido entre 1990 y el 2000, y cuya inestabilidad es bastante clara dado que la función de transición fluctúa entre 0 y 1; y 3) un régimen superior estable a partir del 2001.

En la tabla 4 se muestran los coeficientes estimados para los dos regímenes extremos encontrados. Como se puede observar, los determinantes de la demanda por dinero tienen coeficientes significativos en ambos regímenes para los dos modelos propuestos. El signo de los coeficientes es el esperado según la revisión de literatura mostrada. En particular, las elasticidades respecto a los precios y al ingreso afectan positivamente la demanda por saldos monetarios, mientras que, por el contrario, la elasticidad de la tasa de



En el panel superior se presenta la función de transición para el modelo 1, en el inferior la correspondiente al modelo 2.

Figura 2. Función de transición

interés impacta negativamente dicha demanda. El coeficiente α_i , asociado a cambios en preferencias e innovaciones financieras, tiene signo negativo, similar a lo encontrado en Gómez (1998) y Gómez (1999). No obstante, se aprecia que dichas relaciones cambian en el tiempo (según el régimen), por lo que la evidencia sugiere la existencia de inestabilidad de la demanda por dinero. Es de notar que, según la figura 2, si solo se considera la muestra entre el 2000 y el 2016, los coeficientes de la demanda de dinero son estables y corresponden a los del régimen superior presentados en la tabla 4. Esto apoyaría en alguna medida que la adopción del esquema de política monetaria de inflación objetivo ha contribuido a la estabilidad de la demanda por dinero en dicho periodo.

Tabla 4. Resultados estimación

Modelo 1:	$m_t^d = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 \frac{r_t}{1+r_t}$				Modelo 2:	$m_t^d = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t$			
	A	β	β	β	α	β	β	β	
<i>Régimen inferior</i>	-16,205** (7,418)	0,578*** (0,169)	3,006* (0,781)	-0,858 (0,732)	-15,197*** (3,476)	0,600*** (0,071)	2,893*** (0,366)	-0,005*** (0,002)	
<i>Régimen superior</i>	-7,536 (0,385)	0,703*** (0,044)	2,106** (0,044)	-0,983 (0,150)	-7,056*** (0,322)	0,909*** (0,047)	1,967** (0,049)	-0,007 (0,001)	

Errores estándar entre paréntesis. *, **, *** indican significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente. La corrección de endogeneidad se realiza con un adelanto y un rezago del vector de variables explicativas, y la estimación es robusta a esta elección.

Al indagar sobre la hipótesis de homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero a los precios y el ingreso, la evidencia estadística no es completamente concluyente. En términos de los precios, al verificar mediante una prueba de hipótesis si $\beta_{1,i}=1$, lo cual indica que la demanda por dinero en Colombia es homogénea de grado uno, se encuentra que la demanda por dinero no es homogénea para el modelo 1, mientras que para el modelo 2 sí lo es para el régimen superior. Para el ingreso, se rechaza esta hipótesis para ambos modelos propuestos.

Al analizar entre regímenes se destacan los siguientes resultados: 1) los cambios más significativos en la magnitud de los coeficientes se observan para la elasticidad del ingreso (β_2) y en el coeficiente asociado a cambios en preferencias e innovación financiera (α_i); 2) los signos de cada uno de los coeficientes resultan como lo esperado y no cambian entre regímenes; y 3) el impacto del costo de oportunidad varía en magnitud dependiendo de la medición propuesta pero no cambia el signo esperado; en este documento esta diferencia está dada por r_t y $\left(\frac{r_t}{1+r_t}\right)$. Es importante señalar que, aunque el impacto de las innovaciones financieras o cambios en preferencias es negativo, su efecto sobre la demanda por saldos monetarios es menor en términos absolutos para el régimen superior frente al inferior. Por ejemplo, para el modelo 1 el parámetro ajustado cambia de -16,205 a -7,536 y para el modelo 2 cambia de -15,197 a -7,056.

Finalmente, las elasticidades respecto al ingreso para el modelo 1 se sitúan en 3,006 para el régimen inferior y 2,106 para el superior. En el caso del modelo 2, dichos coeficientes cambiaron de 2,893 a 1,967 según el régimen. El resultado de tener una elasticidad del ingreso mayor a uno sugiere la presencia de un efecto riqueza sobre la demanda por saldos monetarios,

como lo encontrado en Knell y Stix (2005), Setzer y Wolff (2013), y Jawadi y Sousa (2013). Esto podría explicar en parte la reciente caída en el ritmo de expansión de los agregados en Colombia, ya que la elasticidad que parece tener mayor impacto sobre la demanda por dinero resultó ser la asociada al ingreso.²³ Así, desde la caída de los precios internacionales del petróleo, la economía colombiana ha iniciado un proceso de ajuste en el cual la pérdida de riqueza y el deterioro del ingreso nacional han generado un crecimiento del PIB por debajo del potencial en los últimos tres años. Al mismo tiempo, algunos choques de oferta, como el fenómeno de El Niño, han conducido a la inflación por encima del rango meta, lo que generó una reacción en tasas de interés por parte de la autoridad monetaria. En ese entorno, el efecto en la caída del ingreso parece dominar el comportamiento débil en los agregados monetarios.

En una investigación futura se podrían explorar algunas de las causas de dichos fenómenos, los cuales se modelarían mediante la incorporación de la tasa de cambio, el precio de activos, como la vivienda o financieros, entre otros, en el sistema a estimar. Es importante señalar que en Colombia se ha observado en la última década una afluencia de flujos de capital para la inversión, que ha generado aumentos importantes en los precios de los activos y variaciones en la tasa de cambio, todo lo cual no está contemplado en las regresiones aquí propuestas y está fuertemente vinculado con las transformaciones que pudo tener el stock de riqueza en la economía colombiana.

Conclusiones

Este documento encuentra evidencia estadística sobre la presencia de inestabilidad en la demanda por saldos monetarios en Colombia entre 1984 y el 2016. Dicho fenómeno fue capturado a partir de la estimación de un modelo de cointegración no lineal que incorpora una función de transición suave, cuya estimación determinó la existencia de múltiples regímenes para el periodo de análisis contemplado. No obstante, se encontraron dos regímenes extremos que cuentan con estabilidad, de los cuales llama la atención el periodo reciente en el cual se adoptó el esquema de inflación objetivo (2000-2016). En términos de los ejercicios de estimación, la evidencia estadística muestra que

23 También explicaría la significativa caída de los agregados monetarios en la crisis de los noventa.

los coeficientes ajustados son significativos para los dos modelos propuestos y los regímenes encontrados. Adicionalmente, los signos encontrados para los parámetros estimados son los esperados según la teoría económica y sus valores se sitúan dentro de lo encontrado en la revisión de literatura nacional e internacional (véase anexo).

Aunque el modelo por sí mismo no permite explicar los fenómenos económicos de la transición entre regímenes y la inestabilidad de la demanda de dinero, una posible explicación podría estar asociada a los cambios en la innovación financiera sugeridos en Gómez (1998) y Gómez (1999) o en las cambios en las preferencias, como lo propuesto por Setzer y Wolff (2013). El intercepto de los modelos, asociado a variaciones en innovaciones financieras o en preferencias, resultó negativo, como lo sugiere la literatura internacional. Es importante señalar que en el régimen superior, relacionado con el periodo más reciente, el impacto de dichas innovaciones presentó una menor magnitud que el encontrado al principio de los años ochenta. Por otro lado, se encontró que hay evidencia ambigua sobre la hipótesis de homogeneidad de grado uno de la demanda por dinero respecto a los precios; por el contrario, respecto al ingreso, para ambos modelos se encontró que la demanda por saldos monetarios no cumple dicha hipótesis.

En cuanto a la elasticidad asociada al costo de oportunidad (tasa de interés), las estimaciones ratifican el efecto negativo que tiene sobre la demanda por saldos monetarios. Los coeficientes ajustados para dicha elasticidad oscilan entre -0,005 y -0,983, lo que depende del modelo y del régimen estimado. Por su parte, la elasticidad ingreso tiene un efecto positivo sobre la demanda y sus coeficientes se situaron entre 1,967 y 3,006, algo mayor según estudios previos en Colombia, pero dentro del rango de lo encontrado por estimaciones recientes para otros países emergentes (véase anexo). Según lo hallado en la sección de evidencia empírica internacional y en Colombia del presente documento, este fenómeno sugiere que en dicho país hay presencia de efectos riqueza como los señalados en la literatura cuando el coeficiente ajustado es mayor a la unidad.

Finalmente, el mayor aporte a la literatura colombiana del presente estudio es el análisis de no linealidades en la demanda de dinero. Como se mencionó, la estimación permitió ajustar parámetros cambiantes en el tiempo para las elasticidades de ingreso, precios y tasa de interés, y el intercepto. No obstante, del presente ejercicio se desprenden las siguientes preguntas pese a que el ajuste encontrado para los principales determinantes de la demanda por dinero fue adecuado: primero, una explicación más detallada sobre el mecanismo a través del cual funciona el denominado efecto riqueza podría implicar la presencia de nuevos factores y variables relevantes dentro del análisis, como,

por ejemplo, el precio de los activos, la tasa de cambio, entre otros; segundo, pese a que la función de transición utilizada permitió incorporar en el modelamiento cambios asociados a las preferencias de los agentes o innovaciones financieras, esta no explica las causas de dicho proceso de cambio, dificultad que podría ser una señal que implica la integración de otros factores dentro del análisis; por último, en este documento tampoco se abordó el problema existente por los cambios en los esquemas de política que ha presentado la banca central en Colombia, de tal manera que esto también pudo afectar los cambios en parámetros mencionados.

Referencias

- Abril, D., Melo, L. F. & Parra, D. (2016). Impacto de la semana santa sobre los índices de producción sectoriales de la industria colombiana. *Revista de Economía del Rosario*, 19(1), 57-84.
- Andrews, D. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59(3), 817-58.
- Austin, D., Ward, B. & Dalziel, P. (2007). The demand for money in China 1987-2004: a non-linear modelling approach. *China Economic Review*, 18(2), 190-204.
- Bae, Y. & De Jong, R. M. (2007). Money demand function estimation by non-linear cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 22(4), 767-793.
- Bae, Y., Kakkar, V. & Ogaki, M. (2006). Money demand in Japan and nonlinear cointegration. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(6), 1659-1667.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991). The demand for money in an open economy: the United Kingdom. *Applied Economics*, 23(6), 1037-1042.
- Bahmani-Oskooee, M. & Rehman, H. (2005). Stability of the money demand function in Asian developing countries. *Applied Economics*, 37(7), 773-792.
- Bahmani-Oskooee, M. & Tanku, A. (2006). Black market exchange rate, currency substitution and the demand for money in LDCs. *Economic Systems*, 30(3), 249-263.
- Ball, L. (2001). Another look at long-run money demand. *Journal of Monetary Economics*, 47(1), 31-44.
- Barnett, W. A. (2008). The supply of money. En S. Darity (ed.), *International encyclopedia of the social science* (pp. 260-261). Detroit: Macmillan Reference.
- Barro, R. (2007). *Macroeconomics: a modern approach*. Thomson/Southwestern: Cengage Learning.
- Baumol, W. J. (1952). The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 66(1), 545-556.

- Becerra, O. & Melo, L. F. (2010). Metas de inflación y la transmisión de tasas de interés. En M. Jalil & L. Mahadeva (eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia* (pp. 135-172). Banco Central de Colombia/Universidad Externado de Colombia.
- Blanchard, O. J. (1997). *Macroeconomía*. Madrid: Prentice Hall.
- Blanchard, O. J. & Fischer, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*. Massachusetts: MIT Press.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2), 343-363.
- Budina, N., Maliszewski, W, de Menil, G. & Turlea, G. (2006). Money, inflation and output in Romania, 1992-2000. *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 330-347.
- Calza, A. & Souza, J. (2003). *Why has broad money demand been more stable in the Euro Area than in other economies? A literature review*. Inf. téc. ECB Working Paper n.º 261. Frankfurt: European Central Bank.
- Calza, A. & Zaghini, A. (2006). *Non-linear dynamics in the euro area demand for M1*. Inf. téc. ECB Working Paper n.º 592. Frankfurt: European Central Bank.
- Carrasquilla, A. & Renteria, C. (1990). ¿Es inestable la demanda por dinero en Colombia? *Ensayos sobre Política Económica*, 9, 21-38.
- Carrera, C. (2011). El canal del crédito bancario en el Perú: evidencia y mecanismo de transmisión. *Revista Estudios Económicos*, 22, 63-82.
- Carrera, C. (2016). Long-run money demand in Latin-American countries: a nonstationary panel data approach. *Monetaria*, 4(1), 121-152.
- Carrizosa, M. (1983). La definición del dinero, los medios de pago y los cuasidineros en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 3, 37-69.
- Chen, S.-L. & Wu, J.-L. (2005). Long-run money demand revisited: evidence from a non-linear approach. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 19-37.
- Chitre, V. (1975). Wealth effect on the demand for money. *Journal of Political Economy*, 83(3), 615-631.
- Choi, I. & Kurozumi, E. (2012). Model selection criteria for the leads-and-lags cointegrating regression. *Journal of Econometrics*, 169(2), 224-238.
- Choi, I. & Saikkonen, P. (2004). Testing linearity in cointegrating smooth transition regressions. *The Econometrics Journal*, 7(2), 341-365.
- Choi, I. y Saikkonen, P. (2010). Tests for nonlinear cointegration. *Econometric Theory*, 26(3), 682-709.
- Dijk, D., Teräsvirta, T. & Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, 21(1), 1-47.
- Duca, J. V. & VanHoose, D. D. (2004). Recent developments in understanding the demand for money. *Journal of Economics and Business*, 56(4), 247-272.

- Dutkowsky, D. H. & Atesoglu, H. S. (2001). The demand for money: a structural econometric investigation. *Southern Economic Journal*, 68(1), 92-106.
- Escribano, Á. (2004). Nonlinear error correction: the case of money demand in the United Kingdom (1878-2000). *Macroeconomic Dynamics*, 8(1), 76-116.
- Ferrada, C. & Tagle, M. (2014). Estimación reciente de la demanda de dinero en Chile. *Journal Economía Chilena*, 17(3), 86-109.
- Friedman, B. M. (1976). Targets, instruments, and indicators of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 1(4), 443-473.
- Friedman, M. (2010). Quantity theory of money. En S. N. Durlauf y L. E. Blume (eds.), *Monetary economics* (pp. 299-338). Londres: Palgrave Macmillan UK.
- Gaab, W. & Liedtke, O. (1992). On the long-run relationship between money, output and interest rates: a cointegration analysis for West Germany. *Louvain Economic Review*, 58(3-4), 454-471.
- Goldfeld, S. M. & Sichel, D. E. (1990). The demand for money. *Handbook of Monetary Economics*, 1, 299-356.
- Gómez, J. (1998). *La demanda de dinero en Colombia*. Inf. téc. Borradores de Economía n.º 101. Bogotá: Banco de la República.
- Gómez, J. E. (1999). *Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera*. Inf. téc. Borradores de Economía n.º 128. Bogotá: Banco de la República.
- González, A., Rincón, H. & Rodríguez, N. (2010). La transmisión de los choques a la tasa de cambio sobre la inflación de los bienes importados en presencia de asimetrías. En M. Jalil & L. Mahadeva (eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia* (pp. 507-553). Bogotá: Banco Central de Colombia/Universidad Externado de Colombia.
- Gronlie, O. & FMI staff (2001). *Colombia: selected issues and statistical appendix*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Hamburger, M. J. (1966). The demand for money by households, money substitutes, and monetary policy. *Journal of Political Economy*, 74(6), 600-623.
- Hamori, S. & Hamori, N. (2008). Demand for money in the Euro area. *Economic Systems*, 32(3), 274-284.
- Hernández, M. & Posada, C. E. (2006). La demanda por dinero en Colombia: un poco más de evidencia en el periodo reciente. *Perfil de Coyuntura Económica*, 7, 75-88.
- Herrera, S. & Julio, J. M. (2003). La demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia. *Revista de Coyuntura Económica (Fedesarrollo)*, 23, 91-107.
- Jawadi, F. & Sousa, R. M. (2013). Money demand in the euro area, the us and the UK: assessing the role of nonlinearity. *Economic Modelling*, 32, 507-515.

- Kim, J. (2000). Constructing and estimating a realistic optimizing model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 45(2), 329-359.
- Knell, M. & Stix, H. (2005). The income elasticity of money demand: a meta-analysis of empirical results. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 513-533.
- Knell, M. & Stix, H. (2006). Three decades of money demand studies: differences and similarities. *Applied Economics*, 38(7), 805-818.
- Lora, E. (1990). La velocidad de circulación y la demanda de dinero en el corto y en el largo plazo en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 18, 193-219.
- López, E. & Salamanca, A. (2010). Un análisis del efecto riqueza de la vivienda en la transmisión de la política monetaria en Colombia. En M. Jalil & L. Mahadeva (eds.), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia* (pp. 349-404). Bogotá: Banco Central de Colombia/Universidad Externado de Colombia.
- Lucas, R. E. (1988). Money demand in the United States: a quantitative review. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 137-167.
- Lütkepohl, H. (1993). The sources of the us money demand instability. *Empirical Economics*, 18(4), 729-743.
- McCallum, B. T. (2004). Monetary policy in economies with little or no money. *Pacific Economic Review*, 9(2), 81-92.
- McCallum, B. T. & Goodfriend, M. S. (1989). Demand for money: theoretical studies. En J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman (eds.), *Money* (pp. 117-130). Londres: Palgrave Macmillan UK.
- Melo, L.F. & D. Parra (2014). *Efectos calendario sobre la producción industrial en Colombia*. Borradores de Economía 820. Bogotá: Banco de la Republica de Colombia.
- Misas, M. & Oliveros, H. (1997). *Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: funciones de demanda de dinero en Colombia: un ejercicio más*. Inf. téc. Borradores de Economía n.º 75. Bogotá: Banco de la República.
- Misas, M., Oliveros, H. & Uribe, J. D. (1994). *Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia*. Inf. téc. Borradores de Economía n.º 11. Bogotá: Banco de la República.
- Misas, M. & Posada, C. E. (2003). ¿Está determinado el nivel de precios por las expectativas de dinero y producto en Colombia? *Ensayos sobre Política Económica*, 43, 8-31.
- Misas, M. & Suescún, R. (1993). Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario. *Ensayos sobre Política Económica*, 23, 55-79.
- Narayan, P. K., Narayan, S. & Mishra, V. (2009). Estimating money demand functions for South Asian countries. *Empirical Economics*, 36(3), 685-696.

- Poole, W. (1970). Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(2), 197-216.
- Rao, B. B. & Kumar, S. (2009). A panel data approach to the demand for money and the effects of financial reforms in the Asian countries. *Economic Modelling*, 26(5), 1012-1017.
- Sahin, A. (2013). *Estimating money demand function by a smooth transition regression model: an evidence for Turkey*. Inf. téc. ATINER Conference Paper Series n.º 0382. Munich Personal RePEc Archive.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions». *Econometric Theory*, 7(1), 1-21.
- Saikkonen, P. & Choi, I. (2004). Cointegrating smooth transition regressions. *Econometric Theory*, 20(2), 301-340.
- Sarno, L. (1999). Adjustment costs and nonlinear dynamics in the demand for money: Italy, 1861-1991. *International Journal of Finance and Economics*, 4(2), 155.
- Setzer, R. & Wolff, G. B. (2013). Money demand in the euro area: new insights from disaggregated data. *International Economics and Economic Policy*, 10(2), 297-315.
- Slovin, M. B. & Sushka, M. E. (1983). Money, interest rates, and risk. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 475-482.
- Sriram, S. S. (2000). A survey of recent empirical money demand studies. *IMF Staff Papers*, 334-365.
- Steiner, R. (1988). La demanda por medios de pago, efectivo y depósitos de cuenta corriente: 1967-1986. *Ensayos sobre Política Económica*, 13, 69-85.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208-218.
- Tobin, J. (1956). The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241-247.
- Valadkhani, A. (2008). Long-and short-run determinants of the demand for money in the Asian-Pacific countries: an empirical panel investigation. *Annals of Economics and Finance*, 9(1), 47-60.

Anexo

Tabla 5. Comparación de algunos estudios previos en Colombia

Estudios	Metodología	Elasticidad de ingreso	Elasticidad de tasa de interés	Muestra (periodo)
Misas y Suescún (1993)	Técnicas de integración y cointegración estacional	Entre 1,15 y 1,47	Entre -0,29 y -0,57	Datos trimestrales desde 1980 Q1 hasta 1992 Q4
Misas, Oliveros y Uribe (1994)	Series de tiempo y técnicas de cointegración	Entre 0,53 y 0,61	Entre -0,2 y -0,29	Datos trimestrales desde 1961 hasta 1993
Herrera y Julio (2003)	Técnicas de cointegración y corrección de errores	0,93 en el CP y entre 1,28 y 1,45 en el LP	-0,22 en el CP y para el LP entre -0,18 y -0,3	Datos anuales desde 1955 hasta 1991
Misas y Oliveros (1997)	Técnicas de cointegración, exogeneidad y causalidad en modelos VAR	1,974	-0,013	Datos trimestrales desde 1981 hasta 1995 para la variable M1 y datos trimestrales desde 1986 Q1 hasta 1997 Q1
Misas y Posada (2003)	Métodos de optimización no lineal y modelos estado-espacio	-	Entre -0,34 y -0,52	Datos anuales desde 1954 al 2000
Gómez (1998)	Métodos de cointegración	2,01	-1,036	Datos trimestrales desde 1981 Q1 hasta 1997 Q4
Gómez (1999)	Métodos de cointegración y pruebas de restricciones lineales sobre los vectores cointegrantes	1	-0,772	Datos trimestrales desde 1981 Q1 hasta 1998 Q2
Hernández y Posada (2006)	Modelo de cointegración	1,099*	-0,168	Datos desde 1994 hasta el 2006
Ordoñez, Melo y Parra (2018)	Modelo de cointegración de transición suave (no lineal)	Entre 1,97 y 3,0	Entre -0,005 y -0,98	Datos mensuales desde 1984 hasta el 2006

* En este estudio usan el consumo real como variable ingreso.

CP hace referencia al Corto plazo y LP al Largo plazo.

Cuadro 6. Comparación de algunos estudios a nivel internacional

Trabajos	Metodología	Países	Elasticidad de ingreso	Elasticidad de tasa de interés	Muestra (periodo)
Knell y Stix (2005)	Métodos metaanalíticos	16 países de la OECD	$1 \pm 0,37$		Datos desde 1970 hasta el 2005
Knell y Stix (2006)	Métodos metaanalíticos	Países en vías de desarrollo	$1 \pm 0,53$	Entre -0,07 y -0,45	
Hamori y Hamori (2008)	Panel de datos	Francia	4,72	-0,34	Datos mensuales desde enero de 1999 a marzo del 2006
		Holanda	3,97	-0,32	
		España	3,94	-0,18	
		Irlanda	0,5	-0,19	
		Portugal	1,26	-0,33	
		Italia	2,52	-0,47	
		Luxemburgo	1,4	-0,04	
		Austria	1,49	-0,16	
		Bélgica	3,07	-0,2	
		Finlandia	1,64	-0,28	
		Alemania	3,2	-0,26	
Setzer y Wolff (2013)	Panel de datos con efectos fijos - mínimos cuadrados ordinarios dinámicos —MCO—	Zona euro	1,67	Entre -0,09 y -0,23	Datos trimestrales desde el 2003 Q1 hasta el 2008 Q4
Jawadi y Sousa (2013)	Técnicas de regresión cuantil y modelos de transición suave	Estados Unidos	Homogeneidad de grado 1	Entre -0,003 y -0,12	Datos trimestrales desde 1964 Q1 al 2011 Q1.
		Reino Unido	Entre 1,712 y 2,055	Entre -0,003 y -0,12	Datos trimestrales desde 1964 Q2 al 2010 Q1
		Zona euro	Entre 1,033 y 1,826	Entre -0,003 y -0,12	Datos trimestrales desde 1980 Q1 al 2010 Q4

Continúa

Trabajos	Metodología	Países	Elasticidad de ingreso	Elasticidad de tasa de interés	Muestra (periodo)
Bahmani-Oskooee y Rehman (2005)	Modelo autorregresivo de retardos distribuidos	Indonesia	1,29	-	Datos trimestrales desde 1973 al 2000
		Malasia	1,2	-	
		Singapur	1,48	-	
		India	0,55	-	
		Pakistán	0,86	-	
		Filipinas	0,3	-	
		Tailandia	0,14	-	
Rao y Kumar	Panel de datos	Bangladés	2,2	0	De 1970 a 2005
		Indonesia	1,1	0	
		India	1,54	0,03	
		Irán	1,05	-0,08	
		Corea	0,38	0,01	
		Malasia	1,45	-0,01	
		Birmania	0,66	-0,02	
		Nepal	0,12	-0,03	
		Pakistán	1,79	-0,01	
		Filipinas	0,65	-0,05	
		Papúa Nueva Guinea	0,85	-0,03	
		Singapur	0,74	0	
		Sri Lanka	3,12	-0,05	
		Tailandia	0,29	-0,06	
Narayan, Narayan y Mishra (2009)	Panel de datos	Bangladés	0,493	-0,039	Datos anuales desde 1974 al 2002
		India	1,289	-0,26	
		Pakistán	1,26	0,006	
		Sri Lanka	1,223	-0,009	
		Nepal	2,083	0,157	

Trabajos	Metodología	Países	Elasticidad de ingreso	Elasticidad de tasa de interés	Muestra (periodo)
Carrera (2016)	Panel de datos	Argentina	-1	-0,002	Datos anuales desde 1948 al 2003
		Bolivia	0,9	-0,001	
		Brasil	3,27	0,002	
		Chile	1,07	-0,001	
		Colombia	0,87	-0,004	
		Costa Rica	1,09	-0,015	
		República Dominicana	0,75	-0,018	
		Ecuador	1,06	-0,011	
		Guatemala	1,66	-0,022	
		Honduras	1,34	-0,008	
		México	0,76	-0,009	
		Paraguay	0,44	-0,009	
		Perú	1,05	-0,001	
		Uruguay	-0,54	-0,002	
		Venezuela	1,33	-0,019	
Ferrada y Tagle (2014)	Técnicas de cointegración (modelos VAR) y modelos de corrección de errores	Chile	2,342	-0,121	Datos trimestrales y mensuales desde el 2000 Q1 hasta el 2014 Q4.

