

**Comportamiento de la demanda
de dinero en Colombia durante
el periodo 2000: I-2010: IV***
*Behavior of money demand in Colombia
during the period 2000: I-2010: IV*

*Harold Stevens Ávila Aguirre***

Fecha de recepción: 15 de febrero de 2012
Nueva versión: 2 de agosto de 2012
Fecha de aprobación: 25 de octubre de 2012

* Este artículo es una versión resumida del trabajo de grado con el cual el autor obtuvo el título de economista.
** Economista, Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia. Tunja, Colombia. Correo electrónico: haroldstevensavila@gmail.com

Resumen

En este artículo se elabora un modelo econométrico para determinar el comportamiento de la demanda de dinero en Colombia, utilizando como marco teórico los fundamentos propuestos por la vertiente monetarista en la reformulación de la teoría cuantitativa del dinero desarrollada por Milton Friedman. El método que se usa para hacer la estimación es el de mínimos cuadrados ordinarios, y la muestra toma datos trimestrales desde 2000: I a 2010: IV. Como variables de escala se utilizan el PIB real y de costo de oportunidad a la tasa de interés de los CDT y al IPVN; como variable aproximada del nivel de precios se asume el IPC.

Palabras clave: demanda de dinero, teoría cuantitativa del dinero, Milton Friedman, monetarismo, activos financieros, activos reales.

Clasificación JEL: E41, O23, G12

Abstract

The article develops an econometric model to determine the behavior of money demand in Colombia using theoretical fundamentals as proposed by the monetarist side in the reformulation of the quantity theory of money, developed by Milton Friedman. We used for the estimation the OLS method and the sample took quarterly data from 2000: I to 2010: IV. We used as scale variables real GDP and opportunity cost of the interest rate of Term Deposit Certificates VNPI, as the approximate variable of price level is assumed the CPI.

Keywords: money demand, quantity theory of money, Milton Friedman, Monetarism, financial assets, real assets.

JEL Classification: E41, O23, G12

INTRODUCCIÓN

La especificación de la función de demanda de dinero es una relación económica fundamental en cualquier modelo macroeconómico, ya que tiene importantes implicaciones para el diseño de la política macroeconómica. Una condición básica para que la demanda de dinero pueda desempeñar el papel que se le asigna en el diseño de la política económica, es que sea estable, y por estabilidad, en economía, tradicionalmente se ha entendido que esta cumpla tres condiciones (Judd & Scadding, 1982), primero, que la relación dependa de pocas variables, pues de lo contrario se hace efectivamente impredecible; segundo, que los parámetros (elasticidades) sean constantes a lo largo del tiempo, y por último, que la relación entre la cantidad de dinero y sus variables determinantes, sea estrecha, es decir que el error de predicción sea pequeño.

De ahí la importancia de realizar un análisis riguroso y aproximado de la trayectoria y desempeño que ha tenido la función dentro del ámbito nacional durante la última década. Con el fin de hacer esto posible, es conveniente utilizar un marco metodológico apropiado, que permita obtener a partir de los enunciados formulados por la teoría económica relevante, un modelo que reúna ciertas propiedades teóricas y analíticas requeridas para medir el impacto que mantuvo el fenómeno económico en cuestión durante el periodo sometido a estudio.

De esta manera, en el presente artículo se elaborará un modelo econométrico para determinar el comportamiento de la función de demanda de dinero en Colombia, durante la primera década del siglo XXI, utilizando como marco teórico los supuesto básicos enunciados por la

corriente monetarista acerca de la *nueva formulación de la teoría cuantitativa del dinero*, teniendo en cuenta los aportes de Milton Friedman en este campo. Para hacer esto posible, se acude a la aplicación de técnicas econométricas. El método de estimación implementado para este modelo corresponde al de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), ya que es ampliamente utilizado en el análisis de regresión, por ser más intuitivo y matemáticamente más simple con relación a otros métodos de estimación.

En definitiva, este trabajo no pretende analizar los efectos que origina la política monetaria bajo las distintas especificaciones de la demanda de dinero, como tampoco procura hacer una reseña histórica discutiendo la evolución que ha tenido un determinado tipo de teoría monetaria a lo largo del tiempo. Lo que se busca con la construcción del modelo es comprobar si las relaciones funcionales existentes entre la demanda de dinero y las variables consideradas para el caso colombiano, obtenidas a partir de la teoría económica monetaria, son las adecuadas y concuerdan o no con la teoría en cuestión.

La muestra empleada para el análisis empírico utilizó datos trimestrales de series de tiempo que abarcan el periodo 2000: I hasta 2010: IV, para lo cual se tomó como variable endógena la definición del agregado monetario M2, y como variable explicativa de escala, el producto interno bruto trimestral nacional (PIB) expresado en precios constantes de 2005, de acuerdo con la metodología

implementada por el DANE, según el sistema de cuentas nacionales. De otra parte, se tomaron como variables explicativas de costo de oportunidad la tasa de interés promedio (trimestral) de los certificados de depósito a término a 90 días (CDT) y el índice de precios de vivienda nueva (IPVN) año corrido. Además se incluyó la variación porcentual del índice de precios del consumidor (IPC) como variable aproximada del nivel general de precios.

FRIEDMAN Y LA DEMANDA DE DINERO EN LA NUEVA TEORÍA CUANTITATIVA

Tomando como punto de partida el estudio de la teoría cuantitativa, cada uno de los principales enfoques analíticos fue haciendo aportes significativos que marcaron un precedente en la comprensión de la teoría monetaria. Naturalmente, la literatura analítica es extensa, pues se remonta a los estudios de Fisher y Pigou realizados a principios del siglo XX e incluye las contribuciones de economistas tan variados como J.M. Keynes, W. Baumol y J. Tobin. No obstante, solo desde mediados de la década del cincuenta, se empieza a avanzar en el perfeccionamiento de modelos formales de la demanda de dinero, principalmente en la Universidad de Chicago, donde surge un consenso generalizado sobre la teoría del dinero.

Milton Friedman, miembro prominente de la Escuela de Chicago, impulsor y principal representante de la nueva

ortodoxia conocida bajo el nombre de monetarismo, expone su pensamiento de forma detallada en la obra titulada *La teoría cuantitativa del dinero: una reformulación* (The Quantity Theory of Money: A Restatement), la cual representa un cambio memorable en el desarrollo de la teoría monetaria actual.

La contribución de Friedman a la teoría monetaria consiste en reformular la teoría cuantitativa al interpretarla como una teoría de la demanda del dinero (Ortiz, 2001, p. 102). Argumenta que la demanda por dinero, como la de cualquier bien o activo, no tiene que ser justificada por razones particulares, sino que esta puede derivarse de los axiomas básicos que rigen las decisiones de un individuo.

Aclara que ella no pretende explicar la producción, el ingreso o el nivel de precios, sino que constituye una explicación teórica de los factores que influyen o explican la demanda de dinero. De este modo presenta una metodología para el estudio de la demanda de dinero equivalente a la que se utiliza para estudiar la demanda de cualquier bien durable, formulando así una función de demanda cuya forma está pensada con la idea de que sea posible contrastar sus predicciones con la evidencia empírica relevante (Laidler, 1977, p. 75).

Friedman sostiene que el dinero, igual que cualquier otro activo, proporciona un flujo

de servicios a quien lo posee, lo que provoca un nivel de satisfacción inversamente proporcional a la cantidad de dinero que se conserva; es decir, a medida que se tiene más dinero, menor es la satisfacción marginal que genera la tenencia de una unidad adicional¹.

En este orden de ideas, los agentes económicos constituyen individualmente una cartera de activos en la que se incluye tanto al dinero, como los activos financieros y los activos reales (bienes de consumo durables y bienes de capital).

El principal determinante de la demanda de dinero de un individuo, lo constituye su *patrimonio o riqueza total* que se encuentra conformada por dinero, activos financieros y activos reales, y lo que Friedman llamó *capital humano*, que, como cualquier otro activo, constituye una fuente de ingresos continuos para su poseedor.

Es necesario aclarar que el rendimiento de los activos que conforman dicho portafolio ostenta dos componentes: el derivado del propio rendimiento y el que puede afectar el valor del capital o precio de los activos. En consecuencia, la demanda por dinero estará determinada tanto por la tasa de interés asociada a cada activo como al nivel general de precios.

Otro aporte destacado es el referente al análisis detallado de las variables

¹ Esto es una explicación particular del principio general de que la relación marginal de sustitución entre bienes es decreciente.

relevantes para medir el coste de oportunidad de mantener dinero. Como las tasas de rendimiento de los activos componentes de la cartera tienden a fluctuar conjuntamente, es posible hacer uso de una de ellas como tasa representativa. Para el caso del nivel general de precios, la tasa idónea que puede utilizarse como factor determinante de la demanda de dinero es: *tanto el índice de precios que determina su nivel general como la tasa esperada de inflación o tasa esperada de incremento en el nivel general de precios.*

La relación funcional que la demanda de dinero guarda con respecto al patrimonio o riqueza, así como con el nivel general de precios, es positiva; a medida que el patrimonio aumenta, ya sea por crecimiento real de la riqueza o por el aumento del nivel de precios, la demanda de dinero se incrementa.

$$M^d = f \left(P, r_b - \frac{1}{r_b} \frac{dr_b}{dt}, r_a + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} - \frac{1}{r_a} \frac{dr_a}{dt}, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; w; \frac{Y}{r}; u \right) \quad [1]$$

Siendo r_b la tasa de interés de los bonos; r_a la tasa de rendimiento de las acciones; P el nivel general de precios; t el tiempo; w la razón de la riqueza no humana a la humana. La razón Y/r representa desde un punto de vista más amplio y general, la riqueza total que incluye todas las fuentes de ingreso o servicios consumibles, donde Y es el ingreso representado por el concepto teórico de un nivel estable del consumo de servicios que podría ser mantenido indefinidamente y r es el tipo de interés, el cual expresa la relación

Con respecto a la tasa de rendimiento y la tasa esperada de inflación, la relación funcional es negativa. En la medida en que aumenta la tasa de rendimiento o la tasa esperada de incremento general de los precios, la demanda de dinero disminuye. A estos dos últimos factores, Friedman los denominó: «*el costo de mantener dinero*», lo que hace que el agente racional disminuya su demanda de dinero cuando r es alta o cuando se espere que la inflación se acelere.

Teniendo en cuenta lo expuesto, Friedman propone una función de variables reales, que determina la demanda de saldos monetarios reales, independiente de sus valores monetarios, surgiendo así la demanda de dinero, que supone ser (explícitamente) homogénea de grado uno (Prados, 1973, p. 114):

entre el stock, que es la riqueza, y el flujo, que es el ingreso. Finalmente u corresponde a un conjunto de variables representativas de casos especiales o temporales (por ejemplo, factores como los gustos o las preferencias) que afectan a la demanda de dinero pero que no se incluyen, ya que son de difícil medición (Argandoña, 1981, p. 104).

Según Friedman, de la expresión anterior se deriva que para poder determinar la función de dinero, es necesario observar

la relación existente entre el dinero y las demás formas de mantener riqueza y su comportamiento a lo largo del tiempo. Para ello, el dinero dependerá esencialmente del nivel de precios (P). En relación con los activos financieros, señala que los bonos dependen tanto de su tasa de rendimiento (retorno) r_b , como del hecho que su precio varía en el tiempo ($1/r_b \cdot dr_b/dt$). Como las acciones no tienen un valor nominal fijo, su tasa de rendimiento (r_a) es la que se debe a cambios en el nivel de precios ($1/P \cdot dP/dt$) y las referentes a cambios en el precio de la acción ($1/r_a \cdot dr_a/dt$). El rendimiento de los activos reales (físicos) no es medible en términos monetarios, pero sí se puede estimar a través del cambio en su valor real debido a las variaciones en los precios. Esto se representa por la tasa de cambio del nivel general de precios en el tiempo: ($1/P \cdot dP/dt$). Con respecto al capital humano, que es la capacidad, la experiencia y la habilidad de las personas para desempeñarse en el trabajo y generar así ingresos laborales, solo interesa que en un determinado instante guarde una relación con las demás alternativas de riqueza.

Siguiendo estas consideraciones, se deduce que la demanda por saldos monetarios se establece como una función de un número limitado de variables, enunciada de la siguiente manera:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(r_b, r_a, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; w; \frac{Y}{r}; u\right) \quad [2]$$

Una vez considerada la razón Y/r se puede tomar a Y , el ingreso real, como una aproximación a la variable riqueza total. El argumento es que en términos generales, el ingreso puede apreciarse como un rendimiento de la riqueza $Y = r \cdot W$, donde r es una medida del rendimiento, por lo tanto la riqueza viene definida como $W = Y/r$; además se sabe que r es un promedio de los rendimientos de los activos financieros y reales, y este, a su vez, también refleja el rendimiento de la riqueza humana², por lo que no es necesario incluirlo explícitamente, ya que algunos de estos rendimientos se encuentran contenidos en la función. Por lo tanto, Friedman representa el valor total real de la riqueza por su equivalente aproximado: el ingreso real Y (Harris, 1985, p. 154).

Adicionalmente, si se contempla a h como la riqueza humana en vez de w , y reorganizando algunas variables, la función de demanda de dinero viene definida de la siguiente forma:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(Y, r_b, r_a, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; h; u\right) \quad [3]$$

Si se unen las tasas de rendimiento de los activos en la tasa r y se escribe la ecuación en términos de tasa esperada

² Este rendimiento puede considerarse como el conjunto de salarios y otros pagos obtenidos a través del trabajo; por lo que se contempla la riqueza humana como «el valor capitalizado (o descontado) de las ganancias futuras del trabajo». Harris (1985, p 155).

de cambio, la ecuación de la demanda de dinero se puede expresar de la siguiente forma:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(Y, r - \frac{1}{r} \frac{\partial r}{\partial t}, \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial t}, h; u\right) [4]$$

Donde las derivadas indican las tasas de cambio esperado.

Si se quiere convertir en una función de demanda de saldos nominales, se multiplican ambos lados de la expresión por el nivel de precios, y se tiene:

$$M^d = f\left(Y, r - \frac{1}{r} \frac{\partial r}{\partial t}, \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial t}, h; u\right) P [5]$$

Donde, al igual que antes M^d es la demanda de dinero en términos nominales, Y el ingreso real (en vez de la riqueza W), r es el tipo de interés, h es la riqueza humana y P es el nivel de precios.

Considerando las siguientes restricciones en las relaciones funcionales, se obtiene que:

- Con respecto al nivel de ingreso real (riqueza):

$$\frac{\partial M^d}{\partial Y} > 0$$

Esta relación significa que, permaneciendo constante todo lo demás, a medida que aumenta el ingreso medido en términos reales, aumenta también la demanda de dinero.

- Con respecto al capital humano:

$$\frac{\partial M^d}{\partial h} > 0$$

Esto representa que, permaneciendo constante todo lo demás, a medida que aumenta el capital humano, aumenta la demanda de dinero.

- Con respecto al nivel general de precios:

$$\frac{\partial M^d}{\partial P} > 0$$

Al permanecer constantes todos los demás elementos de la ecuación, a medida que se incrementa el nivel general de precios, la demanda de dinero también aumenta.

- Con respecto al rendimiento de los activos componentes de la cartera:

$$\frac{\partial M^d}{\partial [r - (1/r)(dr/dt)]} < 0$$

Esto significa que, permaneciendo constante todo lo demás, cuanto mayor sea el rendimiento de los activos que componen la cartera, menor será la demanda de dinero; dado que aumenta el costo de mantenerlo, alternativo a la posesión de bienes.

- Con respecto a la tasa esperada de inflación:

$$\frac{\partial M^d}{\partial [(1/P)(dP/dt)]} < 0$$

Esto significa, que al permanecer constantes los demás elementos de la ecuación, en la medida en que la tasa esperada de variación de los precios sea mayor, la demanda de dinero se reducirá, debido a que su depreciación aumenta cuando la inflación se acelera.

Resumidamente, la teoría monetaria sobre la demanda de dinero especifica variables concertadas que son determinantes importantes de la demanda de dinero, y precisa la dirección de la relación funcional de dicha demanda con respecto a cada una de las variables relevantes incorporadas dentro del modelo.

Por último, con el fin de construir el modelo partiendo de los supuestos básicos considerados, la función de demanda de dinero que se obtiene para este trabajo tiene la siguiente estructura:

$$\frac{M^d}{P} = f(Y, r_b, r_d, p, u) \quad [6]$$

donde:

M^d/P = Demanda de saldos monetarios reales.

Y = Ingreso real.

r_b = Tasa de rendimiento de los activos financieros.

r_d = Tasa de rendimiento de los activos reales.

p = Nivel general de precios (tasa de cambio porcentual).

u = Representa todas aquellas variables que afectan la demanda real de dinero, pero que no son consideradas en el modelo de forma explícita, pues son de difícil medición.

En síntesis, para establecer sus doctrinas, Friedman y sus discípulos realizaron un importante trabajo de contrastación econométrica, generando resultados que corroboran la conocida declaración monetarista: “Las variables con las cuales se encuentra más relacionada la demanda de dinero son el ingreso y el nivel general de precios” (Ortiz, 2001). El concepto de ingreso que utiliza Friedman en esta proclamación, es el ingreso permanente³, el cual es utilizado como variable aproximada de la riqueza y difiere en principio y generalmente en cantidad del ingreso corriente, debido al hecho de que su desarrollo a lo largo del tiempo es colectivamente diferente del desarrollo del ingreso corriente, al ser el ingreso permanente un promedio ponderado de los ingresos futuros esperados (Harris, 1985, p. 157).

Afirma que su función de demanda de dinero se ajusta bastante bien, de acuerdo con los datos registrados en los Estados Unidos para el periodo 1870-1954. En el desarrollo del ejercicio empírico, estima los valores de los parámetros de su función y descubre que en respuesta a un aumento del 10% en el ingreso

³ El ingreso permanente es el promedio del ingreso corriente y los ingresos pasados, siguiendo un descenso exponencial a las ponderaciones asignadas a cada periodo, a medida que se aleja de un periodo corriente. Para ver el procedimiento matemático del cual se deriva esta definición: Ortiz (2001, p 120).

permanente, la demanda de dinero aumenta en 18%, lo que equivale a decir que la elasticidad ingreso de la demanda de dinero es de 1.8, por tratarse de un modelo expresado en forma logarítmica, llegando a la conclusión de que el dinero es en cierto sentido un bien lujoso, con elasticidad superior a la unidad y no un bien normal de elasticidad unitaria como lo suponían los teóricos cuantitativistas (Friedman, 1959, p. 327-351).

A su vez, según estas estimaciones, el ingreso permanente junto al nivel general de precios explica en un 99% el comportamiento de la demanda de dinero, para el conjunto de datos que abarca el periodo de estudio.

En relación con la magnitud de la influencia que desempeña tanto la tasa de interés como la tasa de cambio en el nivel general de precios sobre la misma función, Friedman encontró que la primera tiene una influencia sistemática pero de baja importancia, mientras que los cambios en la inflación no desempeñan efecto alguno, siempre que sean moderados.

Estos resultados llevaron a Friedman y a los monetaristas a afirmar que bajo condiciones normales el tipo de interés es secundario, no tiene un efecto importante sobre la demanda y vale más considerar a la oferta monetaria como variable principal (Prados, 1973, P. 113).

De ahí que los monetaristas sean un poco escépticos respecto a la posibilidad de que las variaciones del tipo de interés puedan tenerse en cuenta como una variable significativa en los estudios empíricos, ya que dicha variable se verá influida por el mayor gasto y la mayor liquidez, que actúan casi simultáneamente.

Por todo lo anterior y en virtud de los aportes realizados por Milton Friedman y la vertiente monetarista al desarrollo de la nueva formulación de la teoría cuantitativa, resulta conveniente seguir los principios planteados por esta doctrina para realizar el ejercicio de contrastar los enunciados formales presentados por dicha corriente con la evidencia empírica relevante a través de la modelación de la demanda por dinero, incorporando las principales variables que de acuerdo con la teoría, resultan ser las más adecuadas para explicar el comportamiento de la función en Colombia durante el periodo 2000-2010.

EL MODELO DE ANÁLISIS

Especificación del modelo básico

El modelo de análisis sigue el enfoque monetarista y se encuentra ajustado a los planteamientos teóricos expuestos por Milton Friedman acerca de la demanda de dinero en la concepción de la nueva teoría cuantitativa. Con el fin de deducir una forma funcional de estimación, se puede partir de la siguiente expresión:

$$\frac{M^d}{P} = \beta_1 Y_t^{\beta_2} (1+p)_t^{\beta_3} r_{bt}^{\beta_4} (1+r_{dt})^{\beta_5} e^{\mu_t} \quad [7]$$

donde:

M^d = Demanda real de dinero, utilizando como agregado monetario M2

Y = Nivel de ingreso o renta real, medida por medio del PIB.

p = Nivel general de precios, valorado por medio del IPC.

r_b = Tasa de interés promedio de los CDT a 90 días. Efectiva trimestral.

r_d = Variación porcentual (año corrido) del IPVN según tipo de vivienda.

β_1 = Demanda de saldos reales autónoma.

Expresando la función en términos de logaritmos, se obtiene:

$$\ln m_t = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln(1+p_t) + \beta_4 \ln r_{bt} + \beta_5 \ln(1+r_{dt}) + u_t \quad [10]$$

Si se toma a $\ln \beta_1 = \beta_0$, finalmente la ecuación para la demanda de dinero puede escribirse como:

$$\ln m_t = \beta_0 + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln(1+p_t) + \beta_4 \ln r_{bt} + \beta_5 \ln(1+r_{dt}) + u_t \quad [11]$$

La oferta monetaria viene definida por:

$$M^s$$

La cual es una variable exógenamente determinada y bajo control de la autoridad monetaria.

Asimismo se asume que el mercado de dinero se encuentra en equilibrio, de manera que una relación que involucra la oferta monetaria debe interpretarse como una relación que involucra la demanda de dinero, ya que en equilibrio:

$$M^s = M^d$$

De esta manera, se tiene que

$$\frac{M^s}{P} = \beta_1 Y_t^{\beta_2} (1+p_t)^{\beta_3} r_{bt}^{\beta_4} (1+r_{dt})^{\beta_5} e^{u_t} \quad [8]$$

Definiendo los saldos reales como:

$$\frac{M^s}{P} = m_t \quad [9]$$

Donde todas las variables están expresadas en su logaritmo natural⁴, y los coeficientes de pendiente β miden la elasticidad de m_t con respecto a cada una de estas, es decir, el cambio porcentual en m ante un cambio porcentual en las variables explicativas consideradas. De igual manera u_t representa el término de perturbación aleatoria, el cual recoge las demás variables, aparte de las ya consideradas, que son omitidas del modelo pero que colectivamente afectan la demanda de dinero en términos reales.

Expresado de esta forma, el modelo es lineal en los parámetros β_0 , β_2 , β_3 , β_4 y β_5 ; por consiguiente, puede ser considerado como un modelo de regresión lineal. Sin embargo, no es lineal tanto en las variables explicativas como en la endógena, aunque sí lo es en los logaritmos de estas, por lo tanto puede ser estimado por el método de mínimos

⁴ Es decir, logaritmo en base e y donde e = 2.718.

cuadrados ordinarios -MCO-. Debido a la linealidad (en parámetros y logaritmos de las variables), la forma funcional del modelo es la equivalente a un modelo log-log, doble log o log-lineal.

Forma funcional

Uno de los motivos que llevó a utilizar logaritmos naturales en las variables consideradas, aparte de la existencia de relaciones no lineales entre la variable $m2$ con las variables explicativas, es que estos proporcionan una interpretación fácil e intuitiva de los coeficientes, ya que, de cierto modo, no consideran las unidades en las cuales se encuentran expresadas las variables, puesto que en la forma de logaritmos los coeficientes no dependen de la escala de estas⁵. Aparte, cuando la variable dependiente es mayor que cero ($Y > 0$), los modelos que expresan esta última en la forma $\ln(Y)$, a menudo satisfacen los supuestos del modelo clásico de regresión lineal normal⁶, de manera más precisa que los modelos que especifican solo el nivel de Y .

Otra ventaja adicional de la transformación logarítmica, es que el coeficiente de pendiente β_i mide la elasticidad de la endógena (Y), con respecto a cada una de las variables explicativas (X_i). Además, las variables que son estrictamente positivas, usualmente tienen distribuciones

condicionales que presentan heteroscedasticidad o asimetrías. En estos casos, el tomar logaritmos puede reducir e incluso eliminar estos problemas (Wooldridge, 2006, p. 209).

También al expresar la función en forma logarítmica se reduce el rango de variación de la(s) variable(s), en algunos casos en una cuantía considerable, haciendo que las estimaciones sean menos sensibles a valores extremos, tanto de la variable dependiente como de las explicativas.

Sin embargo, una limitación que trae consigo la transformación logarítmica es que esta no se debe utilizar cuando los valores de las variables son cero o negativos. En lugar de esto suele aplicarse la transformación $\ln(1+X_i)$ de tal forma que todos los valores de las variables examinadas se tornen positivos.

Teniendo en cuenta estas consideraciones y debido a que tanto la variable IPC presenta valores negativos en el trimestre II del año 2000, 2003 y 2009 y durante el trimestre III de los años 2008, 2009 y 2010 respectivamente, así como también la variable IPVN reporta cifras negativas para el II, III y IV trimestre del año 2000, es necesario realizar esta transformación con el fin de obtener estimadores más confiables, consistentes y a la vez eficientes.

⁵ De la teoría económica y empírica, se desprende la afirmación que al trabajar con variables que se refieren a cantidades monetarias positivas, se suelen tomar logaritmos.

⁶ Para una descripción detallada de estos supuestos ver: Gujarati (2004, p.103-108) .

Definición del sistema de variables

Después de haber analizado teóricamente la función de demanda de dinero desde la perspectiva monetarista, se ha apreciado como los agentes económicos constituyen individualmente un portafolio o cartera de activos que incluyen el dinero, los activos financieros y los activos reales.

De acuerdo con la teoría, con el fin de buscar aquellas variables cuya incorporación en el modelo general sea empíricamente importante y las cuales a su vez permitan explicar en la forma más precisa posible el comportamiento de la demanda real de dinero en Colombia, se consideraron las siguientes:

Agregado monetario M_2

Como la demanda de dinero, bajo la concepción monetarista, utiliza el enfoque de asignación de portafolio o de selección de cartera de activos para explicar el papel del dinero en la economía, es necesario usar una definición de dinero más amplia, a fin de mantener la consistencia del modelo con el análisis teórico.

Se utiliza la definición de M_2 como agregado monetario, concepto amplio compuesto por la suma de los medios de pago (M_1) y los cuasidineros:

$$M_2 = M_1 + \text{cuasidineros}$$

Los medios de pago o M_1 están conformados por el efectivo en poder del público, es decir, monedas y billetes en circulación y los depósitos disponibles en los bancos comerciales e instituciones de ahorro mediante cheques, denominados depósitos a la vista.

De otra parte, los cuasidineros son activos financieros de alta liquidez que no funcionan directamente como medio de cambio, pero que pueden convertirse con facilidad y de esta manera ser sustitutos de estos, dependiendo de su grado de liquidez podrían considerarse en alguna medida dinero.

En Colombia, estos activos están constituidos por los depósitos de ahorro en el sistema bancario, los certificados de depósito a término en los bancos, corporaciones financieras y compañías de financiamiento comercial y los depósitos en las corporaciones de ahorro y vivienda. Por esto, para que exista una relación estrecha entre la concepción teórica y la empírica, el uso del agregado monetario M_2 probablemente constituya la definición más indicada para medir el dinero.

Producto interno bruto

Debido a que dentro del trabajo empírico, el ingreso permanente no es directamente observable, ya que no existen datos sobre este a nivel individual o agregado, para representar el valor total de la riqueza se emplea como equivalente

aproximado el ingreso real. A su vez se toma como medida del nivel de ingreso el producto interno bruto, ya que este indicador macroeconómico resulta apropiado para medir el nivel de actividad económica, por lo que se considera el PIB como una medida del ingreso agregado. Esta información corresponde a datos trimestrales y provienen del sistema de cuentas nacionales del Departamento Administrativo Nacional de Estadística -DANE-, los cuales se encuentran expresados en miles de millones de pesos constantes, recurriendo al uso de series sin desestacionalizar.

Nivel de precios

Dado que la demanda de dinero está determinada, en gran parte, tanto por la tasa de interés asociada a cada activo como al nivel general de precios, en relación con este último, la tasa representativa que puede utilizarse de manera explícita como factor determinante dentro de la función, es el índice de precios que fija su nivel general.

Para hacer esto posible, se considera el índice de precios al consumidor, ya que este indicador mide los cambios porcentuales registrados en el nivel de precios de un conjunto específico de bienes y servicios consumidos por la mayoría de la población. Es así como el IPC resulta ser un promedio ponderado

de los precios de todos los bienes que componen una canasta, por lo que se convierte en el principal instrumento para la cuantificación de la inflación.

Los datos suministrados por el DANE corresponden al índice de precios del consumidor registrados a los meses de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año respectivamente. A partir de los datos obtenidos, se elabora la variación porcentual (tasa) experimentada por los precios entre los periodos considerados, tomando como base el mes de diciembre de 2005.

Tasa de interés

Otra de las variables consideradas dentro de la función de demanda de dinero, es la tasa de interés⁷ o tasa de rendimiento de los activos que conforman la cartera. Debido a que en la economía colombiana existen varias tasas de interés de referencia que son usadas frecuentemente⁸, se utilizara como variable proxy de estas a la registrada por los certificados de depósito a término a noventa días, con el propósito de medir el rendimiento que se obtiene por la posesión de activos financieros.

En Colombia, los CDT son un instrumento de ahorro nominal de libre negociación. Este certificado se recibe al hacer depósitos de dinero por un periodo fijo en bancos comerciales,

⁷ Esta variable es el precio del dinero en el mercado financiero.

⁸ Entre las más utilizadas se encuentran: la tasa de corrección monetaria, la tasa bancaria de la Superintendencia Financiera (TBS), la tasa interbancaria (TIB) y recientemente en 2008 se introdujo una nueva tasa de interés denominada indicador bancario de referencia (IBR).

corporaciones de ahorro y vivienda, corporaciones financieras y compañías de financiamiento comercial. Los intereses que este depósito recibe dependen de la cantidad de dinero depositada, del tiempo del depósito y de las condiciones del mercado en el momento del depósito; es decir, del nivel de las tasas de interés en el mercado.

Para esta variable se dispuso de información mensual (promedio), por lo que fue necesario realizar ponderaciones con el fin de expresar las cifras en frecuencias trimestrales. Asimismo fue preciso efectuar los cálculos correspondientes para transformar las cifras de la tasa de interés de efectivo anual a efectivo trimestral, con el fin de que los datos recopilados se encuentren expresados en el mismo tiempo, guardando así consistencia con las demás variables involucradas en el modelo. Los datos se obtuvieron a partir de la información del sector financiero manejada por el Banco de la República.

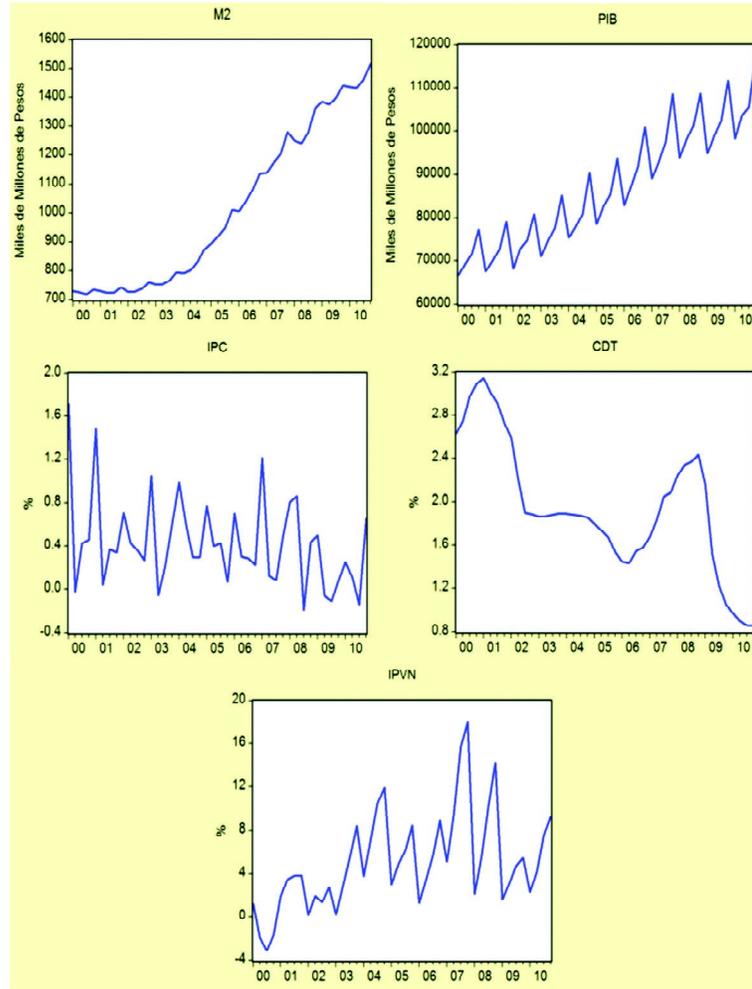
Tasa de rendimiento de activos reales

Para cuantificar el rendimiento de los activos reales, se considera el índice de precios de vivienda nueva -IPVN-, ya que durante los últimos años la vivienda en Colombia se ha convertido en una alternativa diferente a la posesión de dinero en efectivo, pues resulta ser una opción atractiva debido a los rendimientos que genera y al flujo de servicios que se derivan por la tenencia de este bien durable a lo largo del tiempo⁹.

El IPVN es un indicador que permite conocer la evolución de los precios de venta de la vivienda nueva en proceso de construcción o hasta la última unidad vendida.

La información reunida para este indicador fue suministrada por el DANE. En esta se consigna la evolución trimestral de los precios de las viviendas nuevas. Las cifras corresponden a variaciones año corrido de acuerdo con el tipo de vivienda para un total de 23 municipios, utilizando como base el cuarto trimestre del año 2005.

⁹ La vivienda es un bien que por su durabilidad, heterogeneidad, sensibilidad al costo de financiamiento, inmovilidad, entre otras características, se distingue de la mayoría de bienes y servicios de una economía.



Gráfica 1. Comportamiento de las variables incorporadas en el modelo
Fuente: Banco de la República, DANE y Superintendencia Financiera de Colombia.

RESULTADOS ECONÓMICOS

Con base en el modelo expuesto, corresponde analizar los resultados que presenta la estimación estadística efectuada para el caso de Colombia durante el periodo objeto de estudio. El análisis se hace

confundamente en los valores de los estimadores de los coeficientes de regresión, recurriendo a pruebas de hipótesis tanto a nivel individual como global, haciendo uso para ello de estadísticos de prueba como t , F , X^2 entre otros, considerando el conjunto de problemas que

se pueden presentar al trabajar con series de tiempo (estacionalidad en las variables, causalidad, normalidad en el término de perturbación, multicolinealidad, heteroscedasticidad y autocorrelación).

El análisis de regresión basado en la información de series de tiempo, supone implícitamente que dichas series son estacionarias¹⁰. En la práctica, la mayoría de series de tiempo económicas, como los agregados monetarios, el PIB y las tasas de interés, son no estacionarias. En el desarrollo del trabajo empírico, con el fin de determinar si las series de tiempo relacionadas con cada una de las variables introducidas en el modelo, son estacionarias o no, se llevó a cabo una serie de pruebas para detectar la estacionariedad, entre las cuales se encuentran el análisis gráfico, la prueba del correlograma y la prueba de raíz unitaria, para así tener una aproximación de la tendencia de estas series y sacar conclusiones según los resultados obtenidos (Guajarati, 2004, p.784-785). Se pudo observar, en relación con cada una de las pruebas anteriormente mencionadas, que, efectivamente, para los periodos trimestrales de 2000 a 2010, las series de tiempo M2, PIB, IPC, CDT e IPVN fueron no estacionarias.

Para evitar los inconvenientes que trae consigo el realizar una regresión de una

variable de serie de tiempo no estacionaria sobre otra(s) variable(s) de tiempo no estacionaria (por lo general suele obtenerse una elevada bondad del ajuste, lo cual se evidencia en la obtención de un R^2 superior a 0.90, aunque no haya una relación de significancia entre las variables), es necesario tomar las series de tiempo en su forma de primeras diferencias¹¹.

De otra parte, por medio de la aplicación de pruebas estadísticas convencionales, se pudo determinar que los residuos (\hat{u}_i) considerados dentro de la función de regresión muestral se encuentran normalmente distribuidos (prueba Jarque-Bera) y estos no se hallan correlacionados (Prueba Durbin-Watson); asimismo la varianza de las perturbaciones es homoscedástica (Prueba de White con productos cruzados). Por otra parte, la colinealidad entre regresoras resulta ser leve (Regla de Klein). Entre tanto, a nivel individual(exceptuando las variables explicativas asociadas a CDT e IPVN) resultan ser estadísticamente significativas en base a la prueba y colectivamente aplicando la prueba F .

Estimación de los parámetros del modelo econométrico

Para estimar los parámetros del modelo de regresión considerado, se utiliza el

¹⁰ Una serie de tiempo es estacionaria si todos los momentos de su distribución de probabilidad (media, varianza y covarianza) son invariantes en relación con el tiempo.

¹¹ Al aplicar la forma en primeras diferencias, no se hace la regresión sobre las variables originales sino que la regresión se realiza sobre las diferencias de los valores sucesivos de dichas variables; $(Y_t - Y_{t-1}) = \beta_2 (X_{2t} - X_{2,t-1}) + (u_t - u_{t-1})$.

método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) empleando cifras trimestrales para el periodo 2000-2010.

encuentra expresado en la forma de primeras diferencias, debido a que la regresión se efectúa sobre las diferencias de los valores sucesivos de las variables consideradas:

El modelo de regresión empleado se

$$\ln(M2_t - M2_{t-1}) = \beta_0 + \beta_2 \ln(\text{PIB}_t - \text{PIB}_{t-1}) + \beta_3 \ln(\text{PIC}_t - \text{IPC}_{t-1}) + \beta_4 \ln(\text{CDT}_t - \text{CDT}_{t-1}) + \beta_5 \ln(\text{IPVN}_t - \text{IPVN}_{t-1})$$

$$\ln(\Delta M2_t) = \beta_0 + \beta_2 \ln(\Delta \text{PIB}_t) + \beta_3 \ln(\Delta \text{PIC}_t) + \beta_4 \ln(\Delta \text{CDT}_t) + \beta_5 \ln(\Delta \text{IPVN}_t) + v_t$$

donde Δ es el primer operador de diferencia, el cual indica que se toman diferencias graduales de la variable en cuestión y $v_t = (u_t - u_{t-1})$. Una vez realizada

la aclaración, por simplicidad solo se tomaron los símbolos correspondientes a cada variable sin el respectivo operador de diferencias, para finalmente quedar de esta manera:

$$\ln(M_t) = \beta_0 + \beta_2 \ln(\text{PIB}_t) + \beta_3 \ln(\text{PIC}_t) + \beta_4 \ln(\text{CDT}_t) + \beta_5 \ln(1 + \text{IPVN}_t) + v_t$$

Haciendo uso del paquete estadístico Eviews 5.1, se obtienen los siguientes

resultados para la función de demanda real de dinero:

$\ln(M2)$	= 0.01543	+ 0.2011	$\ln(\text{PIB})$	+ 1.0177	$\ln(1 + \text{IPC})$	+ 0.0285	$\ln(\text{CDT})$	- 0.0213	$\ln(1 + \text{IPVN})$
<i>e.e.</i>	(0.0028)		(0.0493)		(0.4998)		(0.0320)		(0.0969)
<i>t</i>	(5.3652)		(4.0739)		(2.0361)		(0.8907)		(-0.2199)
<i>p.</i>	(0.0000)*		(0.0002)*		(0.0487)		(0.3787)		(0.8271)
	<i>Extremadamente pequeño*</i>								

$R^2=0.455467$; Durbin - Watson=1.413520; SRC=0.012043; Estadístico F=7.946145

En donde las cifras en el primer conjunto de paréntesis son los errores estándar estimados de los coeficientes de regresión, las cifras del segundo conjunto son los valores *t* estimados bajo

la hipótesis nula de que el verdadero valor poblacional de cada coeficiente de regresión es cero, y las cifras en el tercer grupo son los valores *p* estimados.

Tabla 1. Regresión por MCO demanda real de dinero

Variable dependiente: D(LOG(M2))				
Método: mínimos cuadrados ordinarios				
Muestra (ajustada): 2000Q2 2010Q4				
Numero de observaciones: 43 después de los ajustes				
Variable	Coefficiente	Error. est	Estadístico-t	Prob.
C	0.015439	0.002878	5.365273	0.0000
D(LOG(PIB))	0.201130	0.049370	4.073922	0.0002
D(LOG(1+IPC))	1.017732	0.499822	2.036189	0.0487
D(LOG(CDT))	0.028559	0.032062	0.890766	0.3787
D(LOG(1+IPVN))	-0.021327	0.096973	-0.219929	0.8271
R-cuadrado	0.455467	Var. dependiente media		0.017055
R-cuadrado ajustado	0.398148	D.E. variable dependiente		0.022947
Error estándar regre.	0.017802	Akaikeinfo criterio		-5.110019
Sum Res Cuadrado	0.012043	Schwarz criterio		-4.905229
Log likelihood	114.8654	Estadístico F		7.946145
Durbin-Watson estad.	1.413520	Prob(Estadística F)		0.000093

Fuente: cálculos del autor.

RESULTADOS ECONÓMICOS

Producto interno bruto

A partir de los resultados se afirma que en Colombia durante la primera década del siglo XXI, la elasticidad ingreso de la demanda de dinero resultó ser de 0.20, lo cual lleva a concluir que el dinero no se comportó como un «*bien de lujo*», con elasticidad superior a la unidad, como lo afirma la tesis formulada por Friedman (1959), sino que, por el contrario, este fue un bien normal cuya elasticidad se ubicó entre 0 y 1. El propio Friedman (1971, p. 325) sugirió que una elevada elasticidad ingreso (entre 1.5 y 2.0) parece ser propia

de países en fase de rápido desarrollo, afirmación que en el trabajo no puede corroborarse debido a los resultados arrojados por el modelo.

Nivel de precios

La influencia que ejerció el nivel general de precios (a través de la tasa de cambio) sobre la demanda de dinero es significativa y se midió por medio de la elasticidad precio de la demanda de dinero. El comportamiento que tuvo esta variable fue apreciable y sólida, debido a que en el país, en el tiempo en el cual se desarrolla la investigación, la estrategia bajo la cual se ha manejado la política

monetaria durante la última década (modelo de inflación objetivo) ha venido desempeñándose de la mejor forma, reduciendo y consolidando tasas de inflación de un dígito.

Para el caso particular y bajo condiciones normales, el nivel general de precios junto al ingreso, son las variables que mayor influencia ejercen sobre la demanda de dinero. Durante el periodo de estudio, un incremento del 1% en el nivel general de precios provocó que la demanda de dinero aumentara 1.01% aproximadamente. Además, el valor obtenido para el coeficiente de regresión concuerda con las expectativas previas de la teoría.

Tasa de interés

El efecto que provocó la tasa de interés de los CDT a 90 días sobre la demanda por saldos reales, se cuantificó por medio de la elasticidad interés de la demanda de dinero. Para el estudio, este valor es de 0.028%, lo que lleva a deducir que en Colombia durante el periodo sometido a análisis, el agente económico racional aumentó su demanda por saldos monetarios reales cuando la tasa de interés de los CDT presentó variaciones al alza.

Contrario a lo que postula la teoría, aquí el coeficiente de regresión asociado a la regresora CDT no tiene el signo correcto, además este resulta ser estadísticamente no significativo, por lo que probablemente no sea muy apropiado tener en cuenta esta variable al momento de efectuar el

análisis concerniente a la elasticidad interés de la demanda, debido a que el valor obtenido del modelo no concuerda con las expectativas de la teoría que está siendo utilizada.

A partir del análisis monetarista, la importancia de la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al tipo de interés reside en que dependiendo del valor que tome, se pueden sacar conclusiones acerca de la estabilidad de esta función. Friedman argumentaba, con base en sus demostraciones empíricas, que una baja elasticidad interés de la demanda por saldos reales, era evidencia suficiente para confirmar que el dinero no tenía ningún activo o grupo de activos que fueran sustitutos particularmente perfectos de él; en vez de esto sostiene que cuando se trata de sustituir dinero, toda la gama de activos compite en las mismas condiciones, por lo tanto considera la demanda de dinero como una función estable debido al gran número de variables que influyen sobre ella. Como el objetivo de este trabajo no se concentra en determinar la estabilidad o no de la función, a simple vista parece que esta se comporta de una manera estable; sin embargo, nada se puede decir acerca de esta afirmación, por lo que se deja el tema abierto y planteado para el desarrollo de otras investigaciones.

Finalmente se comprueba el argumento monetarista en el cual se establece que el tipo de interés desempeña un papel secundario dentro de la función y que resulta mejor considerar la oferta

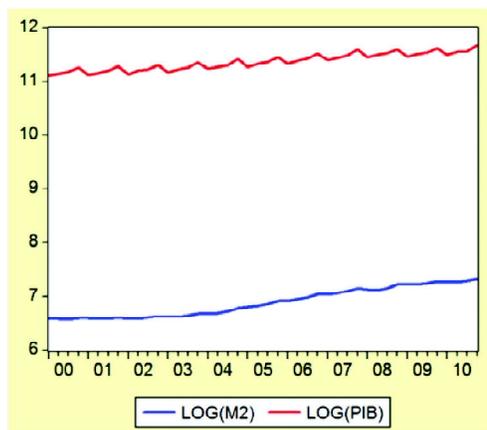
monetaria como variable explicativa. La premisa detrás de esta afirmación se encuentra en que al aumentar la oferta monetaria, el tipo de interés tenderá a bajar, proceso que irá acompañado de un mayor gasto, este último medido en términos nominales, lo que nuevamente tiende a hacer subir el tipo de interés (Prados, 1973, p. 113), de ahí que los monetaristas sean un poco escépticos respecto a la posibilidad de que las variaciones del tipo de interés puedan tenerse en cuenta como una variable significativa en los estudios empíricos, ya que esta variable se verá influenciada por dos estímulos contrarios que actúan casi simultáneamente (el mayor gasto y la mayor liquidez).

Por último, cabe aclarar que el uso de cifras trimestrales suele arrojar elasticidades más bajas, ya que solo una parte del ajuste de la demanda por dinero se lleva a cabo en un trimestre, debido al cambio en los tipos de interés.

Rendimiento activos reales

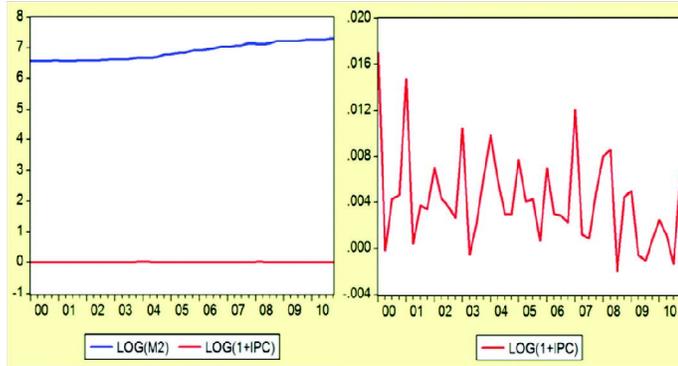
En relación con los activos reales, el índice de precios de vivienda nueva -IPVN- resulta ser una variable determinante (aunque no significativa) para tener en cuenta dentro del modelo, ya que los bienes inmuebles, especialmente casas y apartamentos, se han convertido en uno de los principales activos referentes que conforman la cartera del agente económico representativo en el país.

Igualmente, este indicador permite valorar a precios de mercado el flujo de servicios que se obtiene por la posesión de estos bienes a lo largo del tiempo. Es así como un incremento del 1% en el precio de la vivienda nueva o en proceso de construcción, llevó a que la demanda por saldos reales disminuyera en -0.0213%. Como era de esperarse, existe una asociación negativa entre la demanda por saldos reales utilizando la definición de M2 como dinero y el IPVN.

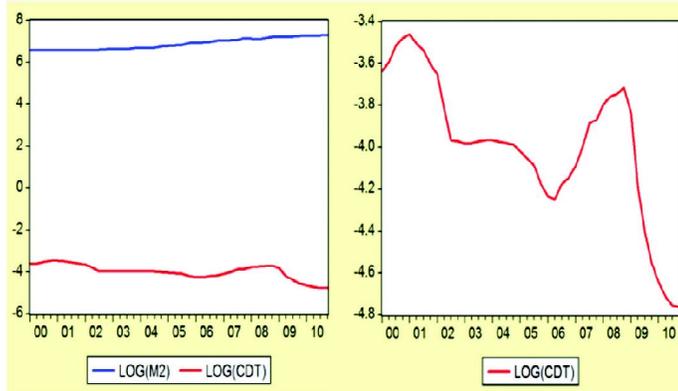


Gráfica 2. M2 y producto interno bruto
Fuente: Banco de la República y cálculos del autor.

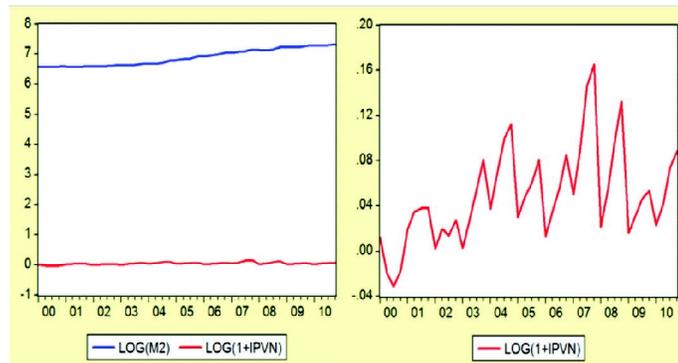
Comportamiento de la demanda de dinero en Colombia durante el periodo 2000
Harold Stevens Ávila Aguirre



Gráfica 3. M2 e índice de precios al consumidor.
Fuente: Banco de la República, DANE y cálculos del autor.



Gráfica 4. M2 y tasa de interés de los CDT a 90 días.
Fuente: Banco de la República, Superintendencia Financiera de Colombia y cálculos del autor.



Gráfica 5. M2 e índice de precios de vivienda nueva.
Fuente: Banco de la República, DANE y cálculos del autor.

BALANCE FINAL

En general, el modelo que se ha construido para explicar el comportamiento de la demanda por saldos reales, resulta ser bueno en el sentido de que los coeficientes estimados, a excepción de la regresora asociada a CDT, tienen los signos correctos, es decir, los teóricamente esperados. Salvo por el coeficiente de regresión asociado a la variable explicativa CDT e IPVN, los restantes y por ende los más importantes desde el punto de vista teórico (nivel de ingreso y precios), son estadísticamente significativos de acuerdo con las pruebas t y F .

El valor R^2 de 0.455467 indica que cerca del 46% de la variación en (el log de) la demanda de dinero en Colombia durante el periodo de estudio es explicado por el (log del) PIB, el (log del) IPC, (log de) la tasa de interés de los CDT a 90 días y el (log de) IPVN; un porcentaje considerable si se tiene en cuenta que el valor máximo que puede alcanzar es 1. El 54% restante (0.544533) estaría explicado por las variables que se encuentran recogidas por la variable aleatoria u_i . Además, el estadístico d de *Durbin - Watson* tiene un valor aceptable, el cual se encuentra alrededor de 2.

De acuerdo con las pruebas aplicadas, se comprueba que las variables integradas en el modelo corresponden a series de tiempo no estacionarias. Para evitar las posibles complicaciones que puedan surgir al hacer la regresión de

una serie de tiempo no estacionaria sobre más series con las mismas características (regresión espuria), se procedió a aplicar medidas correctivas que consisten en transformar las series de tiempo en estacionarias, aplicando la forma en primeras diferencias. Una vez solucionado el inconveniente de estacionalidad, mediante el empleo de métodos formales se comprobó que el modelo no presenta problemas de multicolinealidad, heteroscedasticidad ni de autocorrelación; asimismo se constató que las perturbaciones (o los residuos) se encontraban normalmente distribuidos.

En general, al hacer aplicaciones econométricas sobre la demanda de dinero se presentan ciertos problemas teóricos y empíricos que deben tenerse en cuenta. Uno de los que enfrenta aquí la estimación de la demanda de dinero, es el relacionado con la técnica de regresión utilizada. Para estimar el modelo se recurrió a la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), método que en un principio puede ser criticado por no implementar la técnica de cointegración con el propósito de evitar los problemas potenciales derivados de la no estacionalidad de algunas de las series. Sin embargo, este problema se superó al inducir la estacionalidad, aplicando para ello la forma en primeras diferencias, eliminando la tendencia secular presente en las variables consideradas para el modelo.

Otro de los problemas al momento de efectuar la estimación, es el relacionado

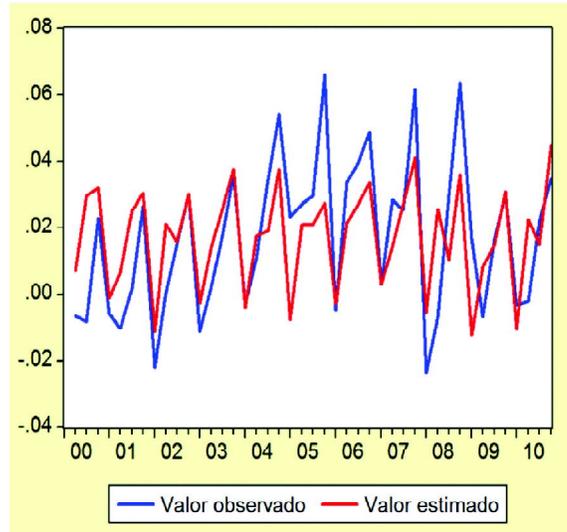
con la selección de variables de escala, así como aquellas que representan medidas cercanas del costo de oportunidad, y tras la introducción de técnicas y métodos recientes que involucran la econometría de series de tiempo para variables no estacionarias, ha surgido la incorporación de variables asociadas al cambio tecnológico y la innovación financiera.

No obstante, de acuerdo con el método de regresión implementado en el modelo y con base en los supuestos utilizados para la elaboración del mismo, no se consideró adecuada la incorporación de una variable que hiciera referencia a la innovación financiera, ya que uno de los propósitos, además del de comprobar si las relaciones funcionales existentes entre la demanda de dinero y las variables consideradas para el caso colombiano son las adecuadas y coinciden o no con la teoría económica monetaria, es también determinar el comportamiento de la demanda de dinero utilizando la definición de M2 como agregado monetario, lo cual lleva a considerar la demanda que el público sostuvo por efectivo (monedas y billetes en circulación) y depósitos bancarios en cuenta corriente, además de los cuasidineros que en Colombia están constituidos por los depósitos de ahorro del sistema bancario, los certificados de

depósito a término y los depósitos en las corporaciones de ahorro y vivienda, por lo que la inclusión de este tipo de variables irrelevantes muy probablemente pueden ocasionar un problema de sesgo de especificación. El inconveniente por la introducción de una variable superflua radica en que las varianzas estimadas de los coeficientes son mayores y, como resultado, las inferencias probabilísticas sobre los parámetros son menos precisas, por lo que muy seguramente esto conducirá a una pérdida de eficiencia de los estimadores y puede provocar al mismo tiempo problemas de multicolinealidad.

El modelo está correctamente especificado, ya que se incluyeron solamente aquellas variables explicativas que teóricamente generan influencia directa sobre la variable dependiente ($M2$). De acuerdo con el criterio de información de Akaike (CIA) y de Schwarz (CIS), la forma funcional implementada para el modelo es la correcta.

En suma, utilizando como fundamento teórico la reformulación de la teoría cuantitativa propuesta por la corriente monetarista y con base en el trabajo empírico previo realizado, el modelo recoge la esencia del tema en estudio.



Gráfica 6. Demanda real de dinero utilizando la definición de M2 como agregado monetario.

Fuente: Cálculos del autor a partir de los valores observados.

CONCLUSIONES

El presente trabajo se realizó con el propósito de analizar en la forma más precisa posible el comportamiento que tuvo la demanda de dinero en Colombia durante la primera década del siglo XXI. Para hacer esto posible, se recurrió a la elaboración de un modelo econométrico cuyo marco de referencia analítico se basó en la reformulación de la teoría cuantitativa desarrollada por Milton Friedman.

Después de efectuar varias pruebas de diagnóstico, el modelo elaborado para

determinar el comportamiento de la función de demanda por dinero resultó ser bueno, ya que de los coeficientes estimados, las variables asociadas al ingreso (PIB) y al nivel de precios (IPC), que de acuerdo con la teoría, son las que más influencia generan sobre la demanda, tienen los signos teóricamente esperados según las expectativas previas y son estadísticamente significativos conforme a las pruebas *t* y *F*.

El valor del coeficiente de determinación R^2 de 0.455467 señala que cerca del 46% de la variación en el logaritmo de la demanda de dinero utilizando la definición

de M2 como agregado monetario, es explicado, en su orden, por la variación en el logaritmo del PIB, IPC, tasa de interés de los CDT a 90 días y el IPVN. El estadístico d de *Durbin - Watson* tiene un valor aceptable, el cual se encuentra alrededor de 2 (1.413520).

Acorde a la justificación teórica, el modelo está correctamente especificado, la forma funcional es la indicada, ya que se incluyeron tan solo aquellas variables que resultaron ser empíricamente importantes, las cuales, a su vez, se establecieron de forma explícita.

Debido a que el modelo considerado es doble logaritmo, los coeficientes de regresión asociados a cada una de las variables explicativas incluidas en la función proporcionan un estimado directo del coeficiente de elasticidad. Es así como el coeficiente β_2 , asociado a la variable PIB, permite medir la elasticidad ingreso de la demanda de dinero, la cual fue de 0.20, por lo que se deduce que el dinero fue un bien normal. El coeficiente β_3 , relacionado con la variable IPC, presenta la elasticidad precio de la demanda de dinero, la cual, para el periodo en el que se basa la investigación, corresponde a 1.02. De otra parte, los coeficientes β_4 y β_5 miden la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al rendimiento de los

activos que componen la cartera de los agentes económicos; β_4 presenta la elasticidad interés de la demanda de dinero que corresponde a 0.028, cuestionada debido a que el signo no es acorde con las expectativas previas, mientras que β_5 representa la elasticidad de la demanda de dinero con respecto al índice de precios de vivienda nueva, el cual reporta un valor de -0.0213.

En el desarrollo del ejercicio empírico se encontró que en condiciones normales, el ingreso medido mediante el producto interno bruto real y el nivel general de precios, resultan ser las variables que mayor influencia generan sobre la función de demanda de dinero.

Se puede afirmar, con fundamento en la evidencia empírica obtenida, que la teoría monetarista de la demanda de dinero es aplicable para el caso colombiano, ya que las variables explicativas obtenidas a partir de los enunciados, recogen y reflejan la influencia causada sobre el comportamiento de dicha demanda.

Después de observar algunas características generales de los resultados y teniendo en cuenta que los criterios analizados son razonablemente buenos, se considera que el modelo formulado es una buena representación de la realidad.

Referencias

1. Argandoña, A. (1972) La teoría monetaria moderna. Universidad de Barcelona, Barcelona.
2. Ayala, E. (1990, verano-otoño) La teoría cuantitativa del dinero. Universidad Autónoma Metropolitana, México. *Economía, Teoría y Práctica*, (15)137-157.
3. Dornbusch, R., Fischer, S. & Startz, R. (2009). *Macroeconomía*. (10 ed.). México: McGraw-Hill.
4. Durbin, J. & Watson, G. S. (1951). Testing for serial correlation in Least-Squares Regression. *Biometrika*, 38, p.159-171
5. Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: a restatement, En M, Friedman. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: The University of Chicago press.
6. Friedman, M. (1959) The demand for money: some theoretical and empirical results, *Journal of Political Economy*, 67, 327-351.
7. Friedman, M. (1971, March). A Monetary Theory of Nominal Income. *Journal of Political Economy*, 79, 325.
8. Friedman, M. (1985). Nueva formulación de la teoría cuantitativa. En Mueller (ed.). *Lecturas de macroeconomía*. México: CECSA.
9. Gaviria, F. (1985). Moneda, banca y teoría monetaria. (3a. ed.). Bogotá: Banco Popular.
10. Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variable. *Econometrica*, 46, 1293-1302.
11. Gómez, J. E. (1999). Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera. *Borradores de Economía* (128). Banco de la República.
12. Gómez, H., Ortega, F. J. & Sanclemente, P. (1975). *Lecturas sobre moneda y banca en Colombia*. Bogotá: Fondo Cultural Cafetero.
13. González, A., Melo, L. F. & Posada, C. E. (2006). Inflación y dinero en Colombia: otro modelo P-estrella. *Borradores de Economía* (418). Banco de la República.
14. Gómez, J. (1998). La demanda de dinero en Colombia. *Borradores de Economía* (101). Banco de la República.
15. Gómez, J. G. (2010). *Dinero, banca y mercados financieros: los países emergentes en la economía global*. Bogotá: Banco de la República, Alfaomega.
16. Gujarati, D. N. (2004). *Econometría*. (4 ed.). Bogotá: McGraw-Hill.

17. Hall, R. E. & Taylor, J. B. (1992). *Macroeconomía*. (3 ed.). Barcelona: Bosch.
18. Harris, L. (1985). *Teoría monetaria*. E. L. Suárez (trad.). México: Fondo de Cultura Económica.
19. Hernández, M. A. & Posada, C. E. (2006). La demanda por dinero en Colombia: un poco más de evidencia en el período reciente. *Perfil de Coyuntura Económica*, 75-88.
20. Keynes, J. M. (1977). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. México: Fondo de Cultura Económica.
21. Klein, L. (1962). *An introduction to econometrics*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
22. Laidler, D. (1985). *La demanda de dinero: teorías y evidencia empírica*. Barcelona: Bosch,.
23. 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.
24. Mies, V. & Soto, R. (2000). Demandapor dinero: teoría, evidencia, resultados. Banco Central de Chile. *Economía chilena*, 3 (3), 5-32.
25. Misas, M. & Suescún, R. (1993). Funciones de demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario. *Ensayos sobre Política Económica*, (23), 55-79.
26. Misas, M., Oliveros, H. & Uribe, J. D. (1994). Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, (25), 97-102.
27. Mishkin, F. (2008). *Moneda, banca y mercados financieros*. México: Pearson Education.
28. Mueller, M. G. (1982). *Lecturas de macroeconomía*. (2 ed.). México: Continental.
29. Ortiz, O.L. (2001). *El dinero, la teoría, la política y las instituciones*. México: UNAM,
30. Prados, J. (1973). *El dinero*. Madrid: Guadiana.
31. Thomas, B. Fomby, R., Carter, H. & Stanley, J. (1984). *Advanced econometric methods*. New York: Springer Verlag.
32. White, H. (1980). A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity, *Econometrica*, 48, 817-818.
33. Wooldridge, J. M. (2006). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. (2ª ed.). s.l.: Thomson.

Anexo 1

Tabla 2. Oferta monetaria ampliada M2 (Miles de millones de pesos).
Periodo 2000: I – 2010: IV

Trim	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I	52,022.1487	56,177.0435	59,228.6318	65,936.9297	73,824.9091	87,607.2246
II	52,454.7363	56,495.9947	60,410.6468	67,146.8238	75,690.4302	91,143.4919
III	52,381.7272	57,011.6588	61,611.6018	68,599.7698	78,572.0981	94,323.6664
IV	54,093.3034	58,921.2960	64,513.9203	71,824.8358	83,402.5609	101,152.9229

Trim	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
I	102,595.4642	122,948.9266	142,733.2635	167,909.3009	177,234.7294
II	107,244.1251	128,166.6617	145,323.9635	167,229.7137	178,036.5801
III	112,812.0459	131,601.8319	150,432.5659	169,824.2078	181,876.9805
IV	118,824.7544	141,352.7458	162,028.5380	174,773.2725	189,729.2304

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia y cálculos Banco de la República.

Tabla 3. Oferta monetaria ampliada M2 (miles de millones de pesos).
Periodo 2000: I – 2010: IV. Base IV trimestre 2005 = 100.

Trim	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I	728,268	729,433	726,268	751,418	792,082	894,970
II	723,451	721,939	726,561	753,247	800,513	919,576
III	717,395	723,160	737,483	766,589	828,542	947,133
IV	733,905	742,624	759,969	794,521	874,517	1,011,529

Trim	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
I	1,006.691	1,140.479	1,249.929	1,385.328	1,435.854
II	1,041.023	1,173.322	1,241.264	1,375.881	1,432.630
III	1,083.203	1,203.390	1,278.734	1,398.687	1,464.496
IV	1,137.319	1,280.057	1,362.707	1,441.047	1,516.278

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia y cálculos Banco de la República.

Tabla 4. Producto interno bruto trimestral total nacional. A precios constantes de 2005. Series sin desestacionalizar 2000: I - 2010Pr: IV. Miles de millones de pesos.

Trim	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I	66,776	67,634	68,223	70,978	75,422	78,457
II	69,143	70,065	72,924	74,702	77,936	82,674
III	71,570	72,686	74,715	77,601	80,916	85,360
IV	77,272	79,154	80,927	85,137	90,592	93,665

Trim	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
I	82,846	89,103	93,775	94,752	98,189
II	87,329	92,819	98,147	98,925	103,607
III	91,894	97,577	101,212	102,234	105,609
IV	100,869	108,484	108,610	111,666	117,658

Fuente: DANE.

Tabla 5. Índice de precios al consumidor (IPC). Base diciembre de 2005 = 100,00. Fin de periodo 2000: I - 2010: IV

Mes	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Marzo	71.401184	76.982660	81.536516	87.736810	93.202291	97.886538
Junio	72.475697	78.226284	83.136327	89.136047	94.550740	99.115221
Septiembre	72.991054	78.806454	83.527412	89.483623	94.834384	99.591187
Diciembre	73.679144	79.319707	84.878884	90.398783	95.375681	100

Mes	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
Marzo	101.911989	107.812421	114.207907	121.221088	123.426706
Junio	103.016541	109.240012	117.086819	121.548184	124.254994
Septiembre	104.143463	109.370894	117.648411	121.414461	124.167839
Diciembre	104.487026	110.434415	118.911668	121.26868	125.099691

Fuente: DANE y cálculos del autor.

Tabla 6. Índice de precios al consumidor (IPC) (Variaciones porcentuales). Base diciembre de 2005 = 100,00. Fin de periodo 2000: I - 2010: IV

Mes	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Marzo	1.71086	1.48123	0.70833	1.04713	0.98429	0.77351
Junio	-0.01938	0.0403	0.42883	-0.05467	0.60346	0.40098
Septiembre	0.42597	0.37104	0.36022	0.22012	0.29623	0.42781
Diciembre	0.46025	0.33738	0.26713	0.60904	0.29884	0.06815

Mes	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
Marzo	0.70234	1.21299	0.80752	0.5	0.25
Junio	0.3043	0.12243	0.86217	-0.06	0.11
Septiembre	0.28619	0.08341	-0.19081	-0.11	-0.14
Diciembre	0.22579	0.4939	0.44228	0.08	0.65

Fuente: DANE y cálculos del autor.

Tabla 7. Tasa de interés promedio trimestral de los certificados de depósito a término a 90 días. Efectiva anual 2000: I - 2010: IV (Porcentaje)

Trimestre	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I	10.943	13.173	10.787	7.670	7.787	7.383
II	11.433	12.587	9.096	7.693	7.740	7.123
III	12.433	12.173	7.807	7.747	7.697	6.877
IV	12.940	11.347	7.760	7.800	7.623	6.274

Trimestre	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
I	5.919	6.882	9.277	8.901	3.909
II	5.853	7.540	9.680	6.202	3.641
III	6.313	8.456	9.810	4.957	3.483
IV	6.473	8.606	10.10	4.270	3.456

Fuente: Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos.

Tabla 8. Tasa de interés promedio trimestral de los certificados de depósito a termino a 90 días. Efectiva trimestral 2000: I – 2010: IV (Porcentaje)

Trimestre	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I	2.630	3.142	2.594	1.865	1.892	1.797
II	2.743	3.008	2.200	1.870	1.881	1.735
III	2.973	2.913	1.897	1.883	1.871	1.677
IV	3.089	2.723	1.886	1.895	1.854	1.533

Trimestre	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
I	1.448	1.678	2.243	2.155	0.963
II	1.432	1.834	2.337	1.516	0.898
III	1.542	2.050	2.367	1.217	0.860
IV	1.580	2.085	2.435	1.051	0.853

Fuente: Banco de la República, Subgerencia de Estudios Económicos y Cálculos del autor.

Tabla 9. Índice de precios de vivienda nueva. Variaciones año corrido, por tipo de vivienda. Total 23 municipios. 2000 (I Trimestre) – 2010 (IV Trimestre).
Base IV trimestre 2005.

Trimestre	Años					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
I	1.2173	1.9104	0.2060	0.2435	3.7791	2.9870
II	-1.8936	3.4999	1.9276	2.8502	7.1485	4.8996
III	-3.1259	3.8209	1.3685	5.5571	10.5048	6.1511
IV	-1.6682	3.8667	2.7369	8.3930	11.9186	8.4179

Trimestre	Años				
	2006	2007	2008	2009	2010
I	1.2959	5.09	2.1194	1.5957	2.2945
II	3.4847	9.44	5.5697	3.0948	4.2230
III	5.7171	15.6900	10.1984	4.7647	7.5943
IV	8.8969	17.9600	14.2252	5.4475	9.2483

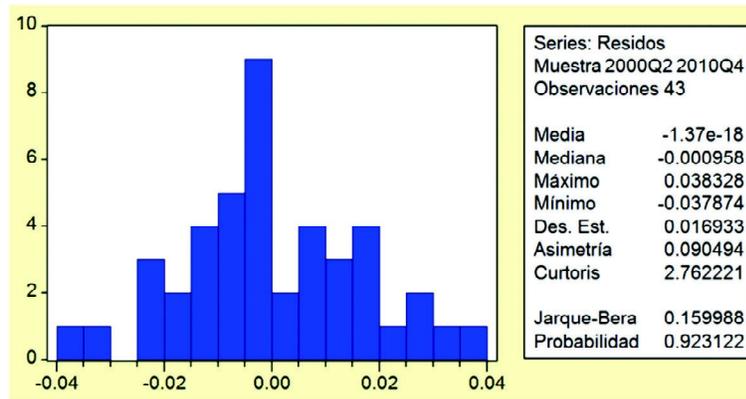
Fuente: DANE y cálculos del autor.

Anexo 2

Prueba de normalidad

Debido a que el número de elementos que contiene la muestra es reducido, la suposición de normalidad desempeña un papel primordial, ya que ayuda a derivar las distribuciones de probabilidad exactas de los estimadores MCO y, a la vez, permite utilizar las pruebas estadísticas tales como la t , F y X^2 para el modelo de regresión analizado.

Para verificar si el término de error sigue una distribución normal, se aplica la prueba de normalidad de Jarque-Bera (JB)¹².



Gráfica 7. Residuos de la regresión demanda de dinero.

Fuente: Elaboración del autor.

A partir del histograma, se observa que los residuos están normalmente distribuidos. De otra parte, el valor de la prueba Jarque-Bera es 0.1599, por lo tanto, teniendo en cuenta las consideraciones y características que presenta esta prueba, se encontró que los residuos se encuentran normalmente distribuidos, además, la probabilidad de obtener el estadístico JB bajo el supuesto de normalidad, es aproximadamente 92%.

¹² La prueba de normalidad de JB es una prueba asintótica o de muestras grandes. También está basada en los residuos MCO. Esta prueba calcula primero la asimetría y la curtosis de los residuos MCO, utilizando un estadístico de prueba. Para una variable normalmente distribuida, el valor de sesgamiento es 0 y el de curtosis 3; por lo cual el valor del estadístico JB es igual a 0. (Gujarati, 2004, p. 141-142).

Detección de la multicolinealidad

Para averiguar si el modelo presenta elevados niveles de asociación lineal entre parejas de regresoras, se efectúa un análisis de los coeficientes de correlación por medio de la matriz de correlación que se presenta a continuación:

Tabla 10. Matriz de correlación

	D(LOG(PIB))	D(LOG(1+IPC))	D(LOG(CDT))	D(LOG(1+IPVN))
D(LOG(PIB))	1.000000	-0.380214	-0.016831	0.731797
D(LOG(1+IPC))	-0.380214	1.000000	0.093970	-0.271118
D(LOG(CDT))	-0.016831	0.093970	1.000000	0.069288
D(LOG(1+IPVN))	0.731797	-0.271118	0.069288	1.000000

Fuente: Cálculos del autor.

El primer renglón proporciona el grado de asociación lineal (en la forma de primeras diferencias) del PIB con la variable IPC, tasa de interés de los CDT a 90 días e IPVN respectivamente. De igual manera, el segundo renglón presenta la correlación del IPC con las variables que representan la tasa de interés de los CDT y al IPVN, y el tercer renglón muestra la correlación de la tasa de interés de los CDT con el IPVN. Finalmente, en el último renglón se registran las correlaciones del IPVN con las demás variables que ya fueron comparadas.

Para el modelo, la correlación entre el (log) PIB y el (log) IPC es de -0.380214, mientras que la correlación entre la primera variable y el (log) CDT es de -0.016831. Además, la correlación del (log) PIB y el (log) IPVN es de 0.731797.

Del mismo modo, la correlación entre el (log) IPC en relación con el (log) CDT y (log) IPVN es, en su orden, 0.093970 y -0.271118. Por último se tiene que la correlación del (log) CDT con el (log) IPVN es de 0.069288.

Como se puede apreciar, ninguno de los pares correlacionados presenta valores muy altos (superiores a 0.80), lo cual sugiere que no existe una relación lineal exacta entre las variables explicativas; por lo que se determina que el problema de multicolinealidad que presenta el modelo es bajo, la matriz de correlación sugiere que las correlaciones entre explicativas son tolerables.

De otra parte, para confirmar lo expuesto por la matriz de correlación y aclarar más la naturaleza del problema de multicolinealidad, es pertinente aplicar otra prueba que

genere mayor confiabilidad y sea más concluyente, con el fin de contrastar los resultados arrojados por el método matricial. Otra forma de detectar la presencia de multicolinealidad entre las variables explicativas del modelo, es aplicar la regla práctica de Klein (1962, p. 101), la cual consiste en llevar a cabo la regresión de cada una de las variables explicativas sobre las restantes que se encuentran en el modelo y encontrar los coeficientes de determinación correspondientes R^2 . Cada una de estas regresiones se denomina regresiones auxiliares, auxiliares a la regresión principal de la endógena sobre la explicativa. La regla de decisión se apoya en que la multicolinealidad puede ser un problema complicado solamente si la R^2 obtenida de una regresión auxiliar es mayor que la obtenida de la regresión de la endógena sobre todas las regresoras.

De acuerdo con el procedimiento, se hace cada una de las regresiones auxiliares obteniendo los siguientes resultados:

Tabla 11. Valores R^2 obtenidos de las regresiones auxiliares

Variable dependiente	Valor R^2
D(LOG(PIB))	0.373306
D(LOG(1+IPC))	0.152233
D(LOG(CDT))	0.023332
D(LOG(1+IPVN))	0.342189

Fuente: Cálculos del autor.

Al aplicar la regla práctica de Klein, se observa que ninguno de los valores R^2 obtenidos de las regresiones auxiliares, excede el valor general R^2 (aquel que se obtiene de la regresión de M2 sobre las variables explicativas), que es igual a 0.455467, por lo que se puede afirmar que el problema de colinealidad entre regresoras es leve.

Detección de heteroscedasticidad

Para saber si el problema de heteroscedasticidad está presente en el modelo considerado, se implementa la prueba general de White (1980, p. 817-818), para la cual se plantean las siguientes hipótesis:

$H_0 =$ La varianza de las perturbaciones (u_i) es la misma; homoscedástica

$H_1 =$ La varianza de las perturbaciones (u_i) es diferente; heteroscedástica

Mediante la aplicación de la prueba de heteroscedasticidad de White a los residuos de la regresión del modelo general, se obtienen los siguientes resultados:

Tabla 12. Prueba de heteroscedasticidad de White

Variable dependiente: RESID^2				
Método: mínimos cuadrados ordinarios				
Muestra: 2000Q2 2010Q4				
Numero de observaciones: 43				
Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
C	0.000281	0.000206	1.361660	0.1842
D(LOG(PIB))	0.002419	0.002667	0.906988	0.3722
(D(LOG(PIB)))^2	-0.009921	0.021735	-0.456443	0.6516
(D(LOG(PIB)))*(D(LOG(1+IPC)))	-0.126392	0.411627	-0.307054	0.7611
(D(LOG(PIB)))*(D(LOG(CDT)))	0.012304	0.032830	0.374790	0.7106
(D(LOG(PIB)))*(D(LOG(1+IPVN)))	0.003717	0.074782	0.049711	0.9607
D(LOG(1+IPC))	0.007370	0.026462	0.278514	0.7827
(D(LOG(1+IPC)))^2	0.060028	1.841163	0.032603	0.9742
(D(LOG(1+IPC)))*(D(LOG(CDT)))	0.383535	0.248205	1.545233	0.1335
(D(LOG(1+IPC)))*(D(LOG(1+IPVN)))	-0.038091	0.565583	-0.067348	0.9468
D(LOG(CDT))	2.74E-06	0.001754	0.001564	0.9988
(D(LOG(CDT)))^2	-0.004086	0.006210	-0.657960	0.5159
(D(LOG(CDT)))*(D(LOG(1+IPVN)))	0.015007	0.042397	0.353970	0.7260
D(LOG(1+IPVN))	-0.003637	0.004302	-0.845398	0.4051
(D(LOG(1+IPVN)))^2	0.014089	0.059874	0.235318	0.8157
R-cuadrado	0.186492	Var. dependiente media		0.000280
R-cuadrado ajustado	-0.220262	D.E. variable dependiente		0.000376
Error estándar regr.	0.000416	Akaikeinfo criterio		-12.46518
Suma residuos cuadrado	4.84E-06	Schwarz criterio		-11.85081
Log likelihood	283.0014	Estadístico F		0.458489
Durbin-Watson estad.	2.365590	Prob(Estadística F)		0.936725

Fuente: Cálculos del autor.

Empleando el estadístico de prueba White, se calcula el valor χ^2 al nivel de significancia del 5%, el cual resulta de multiplicar el tamaño de la muestra (n) por el R^2 obtenido de la regresión auxiliar (Gujarati, 2004, p. 398-400):

$$n * R^2 \cong X^2_{gl}$$

$$n * R^2 = 8.019162$$

El paquete estadístico utilizado para realizar la regresión arroja este cálculo, por lo que se puede comprobar que ambos valores coinciden:

F-statistic	0.458489	Probability	0.936725
Obs*R-squared	8.019162	Probability	0.888325

Dado que el modelo contiene 14 grados de libertad (puesto que existen 14 regresoras en la regresión auxiliar), de la tabla ji cuadrada se encuentra que para estos grados de libertad, el valor crítico ji cuadrada al nivel de significancia, elegido es de 23.6848, ($X^2_{14,0.05}$).

Siguiendo la regla de decisión se comparan los valores ji cuadrado obtenidos (el calculado y el teórico) y se determina que:

$$n * R^2 \cong X^2_{gt}$$
$$8.019162 < 23.6848$$

Como el ji cuadrado calculado no excede el valor ji cuadrado teórico en el nivel de significancia del 5%, se puede concluir, con base en la prueba de White (con productos cruzados), que no hay heteroscedasticidad. A partir de los resultados obtenidos para el modelo, se deduce que la varianza de las perturbaciones es homoscedástica.

Detección de autocorrelación

Para detectar si los residuos (\hat{u}_t) considerados dentro de la función de regresión muestral están correlacionados, se recurre al uso y aplicación de la prueba desarrollada por los estadísticos Durbin y Watson, comúnmente conocida como el estadístico *d* de *Durbin-Watson* (1951, p.159-171).

Para hacer posible la aplicación de este método formal, se parte de la formulación de las siguientes hipótesis:

$H_0 =$ No hay correlación serial (positiva) de primer orden en los residuos

$H_1 =$ Hay correlación serial (positiva) de primer orden en los residuos

La mayoría de las series de tiempo económicas, por lo general muestran una autocorrelación positiva, y debido a que se está trabajando con este tipo de datos, se asume en principio, que los residuos (en el caso de) presentan autocorrelación de primer orden positiva.

Ya que el modelo satisface a plenitud los supuestos en los cuales se basa el estadístico utilizado (Gujarati, 2004, p.450-451), se aprecia que el valor estimado de *d* es 1.41352, lo cual sugiere la existencia de autocorrelación serial de primer orden.

Con base en las tablas de *Durbin-Watson*, se encuentra que para 43 observaciones y 4 variables explicativas, el valor crítico del límite inferior (d_L) es de 1.336 y el del límite superior (d_U) es de 1.720, en el nivel de significancia del 5%.

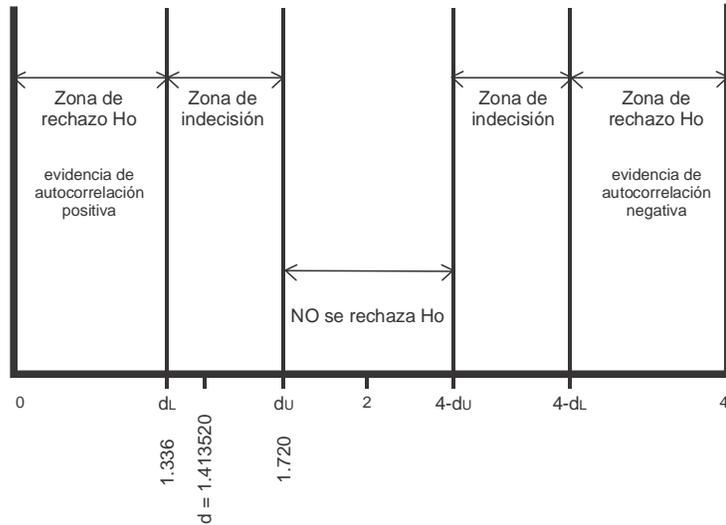


Figura 1. Estadístico d de *Durbin-Watson*.
Fuente: adaptada de Gujarati, (2004, p. 452).

A partir del diagrama se puede observar que el valor estimado d del estadístico DW se encuentra en la zona de indecisión, por lo cual no se puede concluir si existe o no autocorrelación (de primer orden) en los residuos del modelo, de esta manera no se pueden tomar decisiones acerca del rechazo o aceptación de la hipótesis nula. Para resolver este problema, es necesario aplicar la prueba d modificada Thomas et al., 1984, p. 225-228), la cual supone que en situaciones como estas el límite superior (d_U) es aproximadamente el verdadero límite de significancia y, por consiguiente, en el caso de que el valor d estimado se encuentre en la zona de indecisión, las medidas que se tomaron al respecto se basan en un conjunto de hipótesis donde la hipótesis nula establece que $\rho = 0$ y que no existe autocorrelación positiva de primer orden en los residuos.

No obstante, para evitar estos inconvenientes que conlleven a resultados erróneos y decisiones equivocadas, se aplica la prueba general de autocorrelación basada en el método de Breusch-Godfrey (BF) (1978, p. 1293-1302), para la cual se establecen las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \rho = 0 \text{ No existe correlación serial de ningún orden en los residuos}$$

$$H_1 : \rho > 0 \text{ Hay correlación serial de primer orden en los residuos}$$

los resultados arrojados por esta prueba se encuentran a continuación:

Tabla 13. Prueba Breush-Godfrey de correlación serial

Variable dependiente: RESID				
Método: mínimos cuadrados ordinarios				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000558	0.002732	-0.204389	0.8393
D(LOG(PIB))	-0.011888	0.047753	-0.248960	0.8049
D(LOG(1+IPC))	-0.285629	0.504943	-0.565667	0.5753
D(LOG(CDT))	-0.013156	0.032246	-0.407975	0.6858
D(LOG(1+IPVN))	0.034966	0.096995	0.360494	0.7207
RESID(-1)	0.247472	0.179298	1.380229	0.1765
RESID(-2)	0.004361	0.181476	0.024032	0.9810
RESID(-3)	0.005952	0.186111	0.031980	0.9747
RESID(-4)	0.373751	0.183669	2.034918	0.0497
R-cuadrado	0.207021	Var dependiente media		-1.37E-18
R-cuadrado ajustado	0.020438	D.E.variable dependiente		0.016933
Error estándar regr.	0.016760	Akaikeinfo criterio		-5.155932
Sum Res Cuadrado	0.009550	Schwarz criterio		-4.787308
Log likelihood	119.8525	Estadístico F		1.109538
Durbin-Watson estad.	1.967151	Prob(estadístico F)		0.381364

Fuente: Cálculos del autor.

$$(n) = 43$$

$$\rho = 4$$

$$R^2 = 0.207021$$

De la regresión anterior se observa que $(n - \rho) = 39$ y $R^2 = 0.207021$. Multiplicando estos dos valores se obtiene un valor ji cuadrado de 8.073827. Para 4 grados de libertad¹³, el valor ji cuadrado teórico en el nivel de significancia del 5%, corresponde a 9.48773; entonces siguiendo la regla de decisión, se tiene:

$$(n - \rho) R^2 \approx X_{\rho}^2$$

$$(43 - 4) * 0.207021 \approx 9.48773$$

$$8.073827 < 9.48773$$

Como el valor resultante del producto $(n - \rho) R^2$ no excede el valor crítico ji cuadrado en el nivel de significancia seleccionado, no se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto se confirma la no existencia de correlación positiva de primer orden en los residuos de la regresión.

¹³ Al variar la longitud de los valores rezagados de los residuos, se encuentra que el coeficiente AR (4) es significativo, lo cual sugiere que no hay necesidad de considerar más que cuatro rezagos.