



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Estimación de la demanda transaccional de dinero en Colombia

Lecturas de Economía, núm. 54, enero-junio, 2001, pp. 117-131

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155218297005>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

Estimación de la demanda transaccional de dinero en Colombia

**-Introduction. -I.De la teoría cuantitativa a la tecnología de transacciones.
-II.El modelo. -III.Estimación y resultados. -Conclusiones. Referencias.**

Introducción

El desarrollo y la incorporación de mejoras en las tecnologías de transacción llevan a que la demanda transaccional por dinero tienda a caer en el tiempo [Arrau et. Al. (1995)]. Por ello, las funciones de demanda por dinero que omiten una variable de innovación financiera sobreestiman la demanda de dinero en un momento determinado -episodio del “missing money” en la década de 1970 en Estados Unidos, o “inestabilidad” de la demanda de dinero-, y tienden a ser más inapropiadas con el paso del tiempo.

Siendo el cambio tecnológico una variable no observable, la literatura internacional ha sugerido varias formas de aproximarse a su cuantificación. Varios autores, entre ellos Goldfeld y Sichel (1990), muestran que si no se incluye una variable de innovación se comete un error de especificación en el modelo. Gómez (1998) estima la demanda de dinero para Colombia utilizando como aproximación a la innovación financiera una tendencia temporal. Encuentra un vector cointegrante que puede interpretarse como una demanda de dinero en el sentido de la ecuación cuantitativa, puesto que sus coeficientes son teóricamente plausibles.

Otra forma de aproximarse, sugerida por Bordo, Jonung y Siklos (1997) es mediante el cociente entre depósitos y efectivo. Ellos plantean que a medida que se incorporan mejoras a la tecnología se reduce la cantidad de efectivo necesaria para llevar a cabo un número determinado de transacciones. Es decir, a medida que surgen innovaciones financieras, la relación depósitos a efectivo va creciendo. Si se toma como variable de innovación financiera dicho cociente, se está entendiendo la innovación como un proceso continuo de innumerables pequeñas mejoras en la tecnología transaccional.

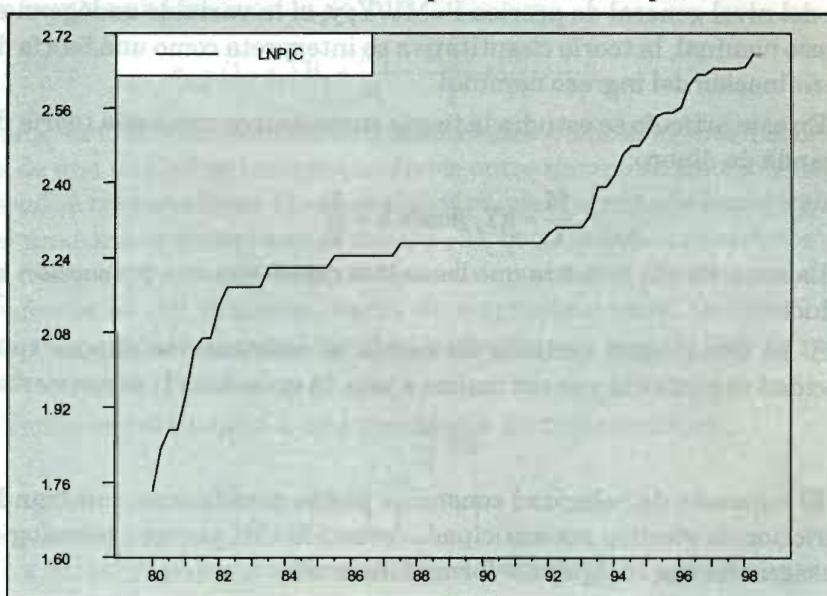
Usando una muestra de datos anuales desde 1870 hasta 1985 para cinco países industrializados¹, Bordo Jonung y Siklos (1997) muestran que los cambios en el cociente entre depósitos y efectivo están relacionados inversamente con la demanda por saldos monetarios reales. También muestran que los estudios acerca del comportamiento de largo plazo de la velocidad del dinero son inadecuados si excluyen el impacto que tienen los cambios tecnológicos sobre el sector financiero, y que las innovaciones en la tecnología de transacciones se transmiten entre los países, dada la tendencia creciente hacia la globalización de los mercados financieros.

En esta nota se toma el pico de la relación depósitos a efectivo, con el fin de capturar diferentes momentos de innovación que, si bien son cercanos en el tiempo, no son continuos. El método que se usa es el de cointegración, con pruebas a restricciones lineales sobre los vectores cointegrantes. La muestra toma datos trimestrales, desde 1981:1 hasta 1998:2. Como se toman cuatro rezagos, la muestra efectiva comprende el período que va de 1982:1 hasta 1998:2. Se consideran los datos de la base monetaria ajustada -promedio geométrico en base a series semanales-, el índice de precios al consumidor -promedio geométrico trimestral-, el PIB real, la tasa de interés promedio de los CDTs a noventa días, y el cociente entre depósitos sujetos a encaje y efectivo -promedio geométrico, ambos-. El Gráfico 1 presenta el comportamiento de la relación depósitos a efectivo pico en el tiempo. De acuerdo con esta variable, entre 1980:1 y 1998: 2 se presentan dos momentos en los que

1 Canadá, Noruega, Reino Unido, Estados Unidos y Suecia.

se dan acelerados procesos de innovación financiera -de 1980:1 hasta 1982:1 y de 1993:1 hasta 1998:2-, mientras que el período comprendido entre 1982:1 y 1993:1 es un período en el que los procesos de innovación se dan en una menor proporción.

Gráfico 1. Relación depósitos a efectivo pico



Este artículo está dividido en cuatro partes, de las cuales esta introducción es la primera. En la segunda parte se presenta el modelo. En la tercera la estimación y los resultados que arrojó, tanto para la demanda por base monetaria ajustada como para la velocidad de circulación de la misma. Finalmente, en la cuarta parte se presentan las conclusiones derivadas del ejercicio de estimación.

I. De la teoría cuantitativa a la tecnología de transacciones

La relación entre las variables cantidad de dinero M , nivel general de precios P y producto Y , tiene varia interpretaciones alternativas. La relación entre estas variables puede verse como una teoría de la demanda agregada, $M/P = \gamma Y$, o como la teoría cuantitativa del dinero $MV = PY$.



Si se interpreta la relación entre estas variables como la teoría cuantitativa del dinero, aparece la pregunta acerca de cuál es la variable endógena: si la variable endógena es M , entonces la teoría cuantitativa se entiende como una teoría de la demanda de dinero $M=PY/V$; si la variable endógena es P , la teoría cuantitativa se interpreta como una teoría de la determinación del nivel general de precios $P=MV/Y$; y, si la variable endógena es el ingreso nominal, la teoría cuantitativa se interpreta como una teoría de la determinación del ingreso nominal.

En este artículo se estudia la teoría cuantitativa como una teoría de la demanda de dinero:

$$\frac{M}{P} = kY, \text{ donde } k = \frac{1}{V} \quad (1)$$

La ecuación (1) muestra que los saldos reales son una proporción k del producto.

Si se toma como variable de escala el consumo, se supone que la velocidad es constante y se normaliza a uno, la ecuación (1) se convierte en:

$$c = \frac{M}{P} \quad (2)$$

El supuesto de velocidad constante puede modificarse, cambiando la restricción de efectivo por anticipado (ecuación (2)), por una tecnología de transacciones con la siguiente forma funcional:

$$c \leq m\lambda s^{\theta} \quad (3)$$

donde m son los saldos reales, s es el tiempo empleado en hacer transacciones, q es un parámetro de la tecnología de transacciones relacionado con la elasticidad interés de la demanda de dinero y λ es un parámetro de la tecnología de transacciones, que puede ser determinístico o estocástico, y/o puede presentar una tendencia temporal en el tiempo. Si λ es creciente hay progreso en la tecnología de transacciones, por lo que podrá realizarse un mismo número de transacciones usando cada vez menos saldos reales.

II. El modelo

En el modelo de transacciones de Lucas (1994), los hogares son representados por un agente representativo que, en el tiempo t , busca maximizar la siguiente función de utilidad:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (4)$$

donde c_t representa el consumo del único bien perecedero en el tiempo t , β es el factor de descuento y $u(\bullet)$ es una función de utilidad cóncava. El agente se enfrenta a una restricción de flujo, dada por:

$$c_t = (1 - s_t) B_t + \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t+1}}{P_t} + \frac{H_t}{P_t} + \frac{A_t}{P_t} \quad (5)$$

donde s_t es el tiempo gastado en transacciones -como el agente dispone en total de una unidad de tiempo que divide entre tiempo de trabajo y tiempo dedicado a transacciones, $(1 - s_t)$ es el tiempo que el agente dedica al trabajo-, B el producto -constante en el tiempo-, M_t la cantidad de dinero nominal en el tiempo t , P_t el nivel de precios en el tiempo t , y H_t el valor real de las transferencias del gobierno, netas de impuestos, en el tiempo t , y A_t representa un bono que reditua a su poseedor una tasa de interés real r_t anual.

También está sujeto a una tecnología de transacciones:

$$c \leq F\left(\frac{M_t}{P_t}, s_t\right) \quad (6)$$

La solución puede hallarse mediante el método de multiplicadores de Lagrange. La función lagrangiana es:

$$z = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u\left(F_m\left(\frac{M_t}{P_t}, s_t\right)\right) - \lambda_t \left[(1 - s_t)B + \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t+1}}{P_{t+1}} + \frac{H_t}{P_t} + \frac{A_t}{P_t} - F_m\left(\frac{M_t}{P_t}, s_t\right) \right] - \lambda_{t+1}[\bullet]$$

donde λ representa el multiplicador de Lagrange. La condición de primer orden respecto a M_{t+1} es:

$$F_m\left(\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}}, s_t\right) \left[\beta^{t+1} u'(c_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} + \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} \right] + \frac{\lambda_t}{P_t} - \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} = 0$$

que puede ser reexpresada como:

$$F_m\left(\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}}, s_{t+1}\right) \frac{1}{P_{t+1}} [\beta^{t+1} u'(c_{t+1}) + \lambda_{t+1}] = \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} - \frac{\lambda_t}{P_t} \quad (7)$$

La condición de primer orden respecto a s_t es:

$$F_s\left(\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}}, s_{t+1}\right) [\beta^{t+1} u'(c_{t+1}) + \lambda_{t+1}] + B\lambda_{t+1} = 0$$

que puede ser reexpresada como:

$$F_s\left(\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}}, s_{t+1}\right) [\beta^{t+1} u'(c_{t+1}) + \lambda_{t+1}] = -B\lambda_{t+1} \quad (8)$$

Dividiendo la ecuación (7) por la (8), y rezagando las variables un período, se obtiene:

$$\frac{F_m\left(\frac{M_t}{P_t}, s_t\right) \frac{1}{P_t}}{F_s\left(\frac{M_t}{P_t}, s_t\right)} = \frac{\lambda_t - \lambda_{t-1}}{-B\lambda_t}$$

simplificando la ecuación (7) se llega a:

$$\frac{F_m}{F_s} = \frac{\lambda_t - \frac{P_t}{P_{t-1}} \lambda_{t-1}}{-B\lambda_t} \quad (9)$$

Dado que $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ donde π_t es la inflación del período t , $\frac{P_t}{P_{t-1}} = 1 + \pi_t$

así, la ecuación (9) es equivalente a:

$$\frac{F_m}{F_s} = \frac{\lambda_t - (1 + \pi_t) \lambda_{t-1}}{-B\lambda_t} \quad (10)$$

Dado que $1 + r_t = \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}}$, donde r_t es la tasa de interés real, y que $R_t = r_t + \pi_t$,

donde R_t es la tasa de interés nominal, se tiene que:

$$\frac{F_m}{F_s} = \frac{R}{B}$$

Al combinar la función de producción con la restricción de tiempo a la que se enfrenta el agente, se obtiene:

$$B(1-s) = F(m, s)$$

donde $m = M / P$. Si la tecnología de transacciones se especializa a la forma funcional $F(m_t, s_t) = m_t \eta_t s_t^\theta$ donde $0 < \theta \leq 1$. Así $F_m = \eta s^\theta$ y $F_s = \theta m \eta s^{\theta-1}$, por lo que $(R/B) = (s/\theta m)$. Entonces,

$$m = \frac{Bs}{R\theta} \quad (11)$$

Así mismo,

$$B(1-s) = m \eta s^\theta$$

III. Estimación y resultados

A. Función demanda por base monetaria con innovación financiera

Al hacer la estimación, se ve que las variables base monetaria B , precios P , producto Y , tasa de interés R e innovación financiera N , están cointegradas a un nivel de significancia del 10.0%. La prueba de rango muestra que hay tres vectores de cointegración². El Cuadro 1 presenta el vector correspondiente a la demanda por base monetaria:

Cuadro 1

<i>LB</i>	<i>LP</i>	<i i="" ly<=""></i>	<i>LR</i>	<i>LN</i>
1.000	-0.555	-3.711	0.341	0.697

Los resultados de la prueba de exogeneidad débil -Cuadro 2- y de la prueba conjunta de exogeneidad débil y de homogeneidad en precios e ingreso -Cuadro 3- señalan que la variable endógena es la base moneta-

2 Prueba de Rango

Rango	Traza	Traza 90.0%	Traza 95.0%
0	98.23	71.66	75.74
1	61.10	49.92	53.42
2	39.11	31.88	34.80
3	17.40	17.79	19.99
4	3.04	7.50	9.13

ria, y que a un nivel de significancia del 5.0% se tiene homogeneidad de grado uno en precios e ingreso. Por lo tanto, el vector cointegrante -con signos teóricamente plausibles- puede interpretarse como una demanda de base monetaria, en el sentido de la teoría cuantitativa.

Cuadro 2

Prueba de exogeneidad débil para la base monetaria				
CHISQ(3) ³ = 3.34, p-value= 0.34				
<i>LB</i>	<i>LP</i>	<i>LY</i>	<i>LR</i>	<i>LN</i>
1.000	-0.554	-3.721	0.333	0.693

Cuadro 3

Prueba conjunta de exogeneidad débil y homogeneidad en precios e ingreso				
CHISQ(1) ³ = 3.36, p-value= 0.07				
<i>LB</i>	<i>LP</i>	<i>LY</i>	<i>LR</i>	<i>LN</i>
1.000	-1.000	-1.000	0.772	0.548

Cuadro 4

Prueba conjunta de exogeneidad débil, homogeneidad en precios e ingreso y exclusión de la relación depósitos a efectivo pico				
CHISQ(6) = 51.80, p-value= 0.00				
<i>LB</i>	<i>LP</i>	<i>LY</i>	<i>LR</i>	<i>LN</i>
1.000	-1.000	-1.000	-1.412	0.000

³ El número de grados de libertad está determinado por la ecuación: $(p-s-r2)*r1$, donde p representa el número de variables, s el número de restricciones sobre el primer conjunto restringido, $r1$ el número de vectores restringidos y $r2$ el número de vectores sin restricción. Tomado de Johansen y Juselius (1992).

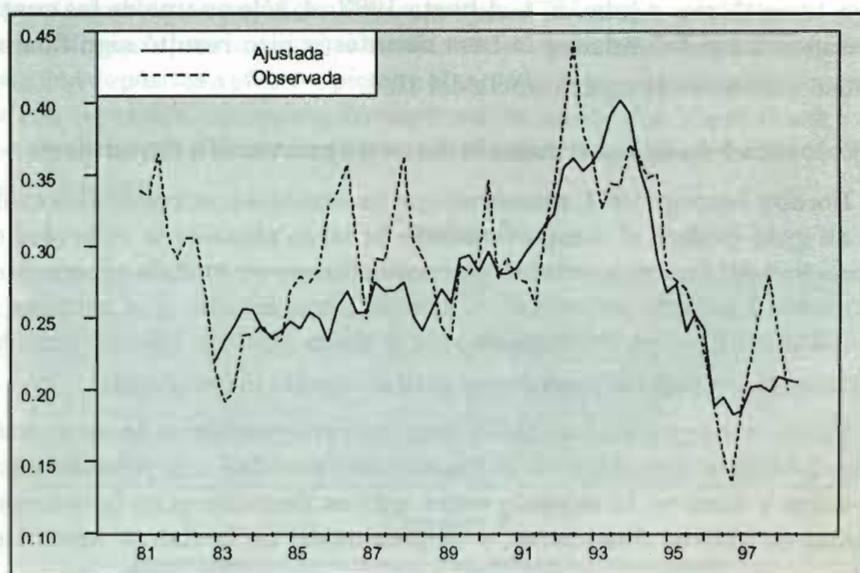
Además, los resultados presentados en el Cuadro 4 muestran que se rechaza la hipótesis nula de exclusión de la relación depósitos a efectivo pico con un p-value de 0.00. A su vez, al excluir dicha variable, el coeficiente correspondiente a la tasa de interés cambia de signo, resultando contrario al esperado. Esto indica que si se excluye la variable de innovación financiera se comete un error de especificación de la demanda por base monetaria.⁴

Se tiene, entonces, que el modelo pertinente de demanda por base monetaria es:

$$\log B = \log P + \log y - 0.772 \log R - 0.548 \log N$$

La elasticidad interés de la anterior ecuación se encuentra en el intervalo abierto (0,1), lo que implica, según el modelo de Lucas (1988), rendimientos decrecientes en la tecnología de transacciones.

Gráfico 2. Ajuste del modelo de demanda por base monetaria



4 Los resultados son similares a los de Gómez (1998), quien muestra que si se excluye la variable correspondiente a la innovación financiera -tendencia temporal- de la ecuación de demanda por dinero, el signo del coeficiente de la tasa de interés resulta contraintuitivo.

El Gráfico 2 presenta los datos observados y ajustados para el crecimiento de la base monetaria ajustada sobre cuatro trimestres.

Cuando se incluye la relación depósitos a efectivo como proxy de la innovación financiera, los resultados no son satisfactorios en la demanda de dinero M1.⁵ La hipótesis de cointegración se rechaza incluso a un nivel de significancia del 5.0%.

Finalmente, otra forma mediante la cual se intentó incorporar la innovación financiera dentro de la demanda por base monetaria fue con una tasa de interés pico, para la cual se eligió la tasa de interés de los CDTs a noventa días. Sin embargo, los resultados obtenidos con su inclusión no fueron los adecuados, ya que los signos del vector de cointegración no son los esperados. Roley (1985) obtuvo un resultado similar para el caso de los Estados Unidos cuando utilizó como proxy la tasa de interés de los bonos del Tesoro a cinco años, puesto que la estimación señala que con una muestra de datos trimestrales desde 1974 :1 hasta 1983 :4, sólo en una de las cuatro especificaciones formuladas la tasa de interés pico resultó significativa incluso a un nivel de significancia del 10%.

B. Velocidad de la base monetaria con innovación financiera

Bordo y Jonung (1981) muestran que los cambios institucionales explican en gran medida el comportamiento de largo plazo de la velocidad de circulación del dinero, y señalan que para obtener un modelo adecuado de la velocidad se debe aumentar el modelo convencional -que propone la velocidad en función del ingreso real y de la tasa de interés nominal únicamente- incluyendo una proxy para el cambio institucional.

Bordo, Jonung y Siklos (1997) proponen tres variables de innovación financiera para incluirlas en la función de velocidad : la relación entre depósitos y efectivo, la relación entre activos financieros no bancarios y el total de activos financieros, y la proporción de la fuerza laboral en

⁵ Los resultados no fueron satisfactorios cuando se usó el modelo con constante en el espacio de cointegración, ni cuando se utilizó el modelo con constante en el espacio de cointegración, correspondientes a CIMEAN y DRIFT en CATS.

actividades no agrícolas con respecto de la fuerza de trabajo total de la economía. Para hacer la estimación, utilizan una muestra de datos anuales iniciando en 1870 y terminando en 1975. Obtienen un vector cointegrante para la relación entre depósitos y efectivo, y para la variable de sofisticación financiera -relación entre activos financieros no bancarios y el total de activos financieros-. Los signos que obtienen son teóricamente plausibles y se rechaza la hipótesis nula de exclusión de la innovación financiera de la función velocidad del dinero.

Gómez (1998) muestra que, para el caso colombiano, la velocidad de M1 y de la base monetaria se comportan bien cuando se introduce una tendencia temporal como variable de innovación financiera, puesto que encuentra un vector de cointegración con signos acordes a los implicados por la teoría económica.

Al hacer la estimación de la función de velocidad de la base monetaria para Colombia se ratifican los resultados obtenidos por Gómez (1998) usando como aproximación al cambio tecnológico en el sector financiero la relación depósitos a efectivo pico, en el sentido de que se encuentra un vector de cointegración con signos de coeficientes adecuados. En el Cuadro 5 se presenta la prueba de rango y en el Cuadro 6 se presenta el vector de cointegración.

Cuadro 5

Prueba de Rango			
Rango	Traza	Traza 90.0%	Traza 95.0%
0	24.53	26.70	29.38
1	6.52	13.31	15.34

Cuadro 6

<i>LV</i>	<i>LR</i>	<i>LN</i>
1.000	-16.151	-8.670

Si bien el coeficiente correspondiente a la tasa de interés nominal es bastante grande, los resultados de la prueba conjunta de exogeneidad débil y de elasticidad de la tasa de interés señalan que, a un nivel de significancia del 5.0%, la variable endógena es la velocidad y no se puede rechazar la hipótesis nula de que la elasticidad interés de la velocidad de la base monetaria es unitaria. Los resultados se presentan en el Cuadro 7.

Cuadro 7

Prueba conjunta de exogeneidad débil y de elasticidad de la tasa de interés		
LV	LR	LN
1.000	-1.000	-0.526

De esa manera, se tiene que el modelo pertinente para la velocidad de la base monetaria es:

$$\log V = \log R + 0.526 \log N,$$

donde V representa la velocidad de la base monetaria ajustada.

Conclusiones

Los resultados obtenidos a partir de la inclusión de la relación entre depósitos sujetos a encaje y efectivo como una aproximación a la introducción de la innovación financiera dentro de la función de demanda por dinero de alto poder expansivo en Colombia permiten establecer tres conclusiones básicas. En primera instancia, se muestra que al incluir una variable de cambio tecnológico en el sistema financiero se supera el problema de la incorrecta especificación de la demanda por dinero que se presenta cuando se omite dicha variable de la estimación. Esto, ya que al incluir la variable de innovación financiera se obtienen tres vectores de cointegración, uno de los cuales puede interpretarse como una demanda por base monetaria, ya que los signos de los coeficientes son los adecuados. Además, los resultados de la prueba de exclusión de la variable de

innovación financiera de la ecuación de demanda por base monetaria muestran que se rechaza la hipótesis de exclusión con un p-value de 0.00, y que al excluir la relación depósitos a efectivo se obtiene el signo contrario al esperado para el coeficiente correspondiente a la tasa de interés. Esto obedece, básicamente, al hecho de que los sistemas financieros evolucionan en el tiempo y, a medida que se sofistican aparecen nuevos sustitutos del efectivo que hacen que un número determinado de transacciones pueda realizarse con una menor cantidad de efectivo. Por ello, las ecuaciones de demanda de dinero que omiten una variable que represente la innovación financiera tienden a sobre-predecir la demanda de dinero en el tiempo.

En segunda instancia, se muestra que la demanda por base monetaria con innovación financiera es homogénea en precios e ingreso, y que las pruebas señalan que la variable endógena es la base monetaria, por lo que ésta puede interpretarse como una demanda de dinero en el sentido de la teoría cuantitativa.

Y, en tercer lugar, se muestra que la función de velocidad de la base monetaria está bien especificada cuando se incluye la relación depósitos a efectivo en su estimación, puesto que los signos de los coeficientes resultantes son los esperados, y porque la prueba conjunta de exogeneidad débil y de elasticidad de la tasa de interés señalan que la variable endógena es la velocidad y que a un nivel de significancia del 5.0% no se rechaza la hipótesis nula de elasticidad unitaria de la tasa de interés.

Por último, vale la pena resaltar que los resultados obtenidos al incluir la tasa de interés pico de los CDTs a noventa días como proxy de la innovación financiera, en lugar de la relación depósitos a efectivo pico, no fueron adecuados, puesto que los signos del vector de cointegración resultaron contrarios a los implicados por la teoría. De esa forma, se obtuvo un resultado similar al obtenido por Roley (1985) para el caso de los Estados Unidos.

- Los resultados presentados en esta nota son similares a los de Gómez (1998), quien muestra que al incluir una tendencia temporal - como aproximación a la variable de innovación financiera- en la ecuación de demanda de dinero en Colombia, se obtiene un vector cointegrante

que puede interpretarse como una demanda de dinero en el sentido de la teoría cuantitativa, ya que los coeficientes son los adecuados, la variable endógena es el dinero y la demanda de dinero es homogénea en precios e ingreso, superándose el problema de mala especificación de las ecuaciones de demanda de dinero cuando se entienden en el sentido convencional -es decir, cuando no se incluye una variable de cambio tecnológico en la tecnología de transacciones en su estimación-. Igualmente, muestra que al estimar la velocidad de circulación del dinero en función de la tasa de interés y de la innovación financiera se encuentra un vector de cointegración, cuyos signos corresponden a los implicados por la teoría económica y donde la variable endógena es la velocidad.

Referencias

- ARRAU, Patricio et Al., "The demand for money in developing countries: Assessing the role of financial innovation", *Journal of Development Economics*, 46, 1995, P. 317-40.
- ARRAU, Patricio and DE GREGORIO, José, "Financial innovation and money demand" *World Bank Working Papers*, 585, 1991.
- BORDO, Michael and JONUNG, Lars, "The long run behaviour of the income velocity of money in five advanced countries, 1870-1975: an institutional approach", *Economic Inquiry*, 19, 1, 1981, P. 96-116.
- BORDO, Michael, JONUNG, Lars and SIKLOS, Pierre, "Institutional change and the velocity of money: A century of evidence", *Economic Inquiry*, 35, 3, 1997, P. 710-24.
- GOLDFELD, Stephen, "Demand for money: empirical studies", *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, London, MacMillan, 1987, P. 131-43.
- GOLDFELD, Stephen and SICHEL, Daniel, "The demand for money", *Handbook of Monetary Economics*, North Holland, 1990, P. 299-356.
- GOMEZ, José Eduardo, "Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera", *Borradores de Economía*, 128, 1999.
- GOMEZ, Javier, "La Demanda de Dinero en Colombia", *Borradores de Economía*, 101, 1998.
- HAFFER, R. and JANSEN, Dennis, "The demand for money in the United States: Evidence from cointegration tests", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 2, P. 155-68.

LUCAS, Robert "Money demand in the United States: a quantitative review", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 1988.

LUCAS, Robert, "On the welfare cost of inflation", *CEPR Publication*, 394, 1994.

McCALLUM, Bennett and GOODFRIEND, Marvin, "Demand for money: theoretical studies", *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, London, MacMillan, 1987, P. 117-30.

REYES, Nidia y GOMEZ, José Eduardo, "Política monetaria, inflación y crecimiento económico", *Cuadernos de Economía*, 19, 32, P. 139-52, 2000.

ROLEY, V. Vance, "Money demand predictability", *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 4, P. 611-641.