

¿Por qué ha crecido tanto la cantidad de dinero?: teoría y evidencia internacional (1975-2002)[§]

Mauricio A. Hernández M.♦

Munir A. Jalil B.♥

Carlos Esteban Posada P.▲

Resumen

Dos rasgos característicos de muchas economías desarrolladas y en desarrollo de los últimos dos decenios han sido la gran expansión de sus agregados monetarios, por encima del aumento de su ingreso nominal, y la reducción de sus tasas de inflación. Suponiendo que la conjunción de ambos rasgos indica aumentos significativos de la demanda de saldos reales de dinero, en este documento se reporta un intento de estimación de la demanda de saldos reales de moneda doméstica mediante un ejercicio realizado bajo el método denominado “mínimos cuadrados ordinarios dinámicos en panel” para una muestra de 63 países a lo largo del período 1975-2002. De acuerdo con los resultados, los aumentos del gasto en consumo privado, la caída de los diferenciales de inflación con respecto a Estados Unidos y la reducción de la tasa de interés en Estados Unidos (tasa a tres meses sobre Treasury bills) contribuyeron a aumentar la demanda de dinero doméstico en el período mencionado.

Abstract

Two traits of many economies both developed and developing over the past two decades have been the great expansion of their monetary aggregates at a rate higher than the increase of their nominal income, and the reduction of their inflation rates. Under the hypothesis that the conjunction of both characteristics indicate significant increases in the demand for (real balances of) money, this document reports an estimation of the demand for domestic money by means of an exercise under the “panel dynamic ordinary least squares” method for a sample of 63 countries throughout the period 1975-2002. According to the results three variables have contributed to determine the national demands for domestic money: the household consumption expenditure, the inflation rate differential vis á vis the U. S. inflation rate and the U. S. interest rate (on Treasury Bills- three months).

Clasificación JEL: C23, E41

Palabras claves: demanda de dinero, consumo, tasa de interés, inflación, *panel*, cointegración, mínimos cuadrados ordinarios dinámicos.

* Borrador para comentarios. Este documento (incluidas sus estimaciones y conclusiones) es de la responsabilidad exclusiva de sus autores y no compromete, por tanto, al Banco de la República, ni a la Gerencia ni a su Junta Directiva.

♦ Investigador, Centro de Investigaciones Económicas, Universidad de Antioquia. Participó en la elaboración de este trabajo mientras fue estudiante de Economía de la Universidad de Antioquia en pasantía en el Banco de la República. Dirección: mahernandez@udea.edu.co

♥ Investigador, Unidad de Investigaciones, Gerencia Técnica, Banco de la República. Dirección: mjalilba@banrep.gov.co

▲ Investigador, Unidad de Investigaciones, Gerencia Técnica, Banco de la República. Dirección: cpasadpo@banrep.gov.co

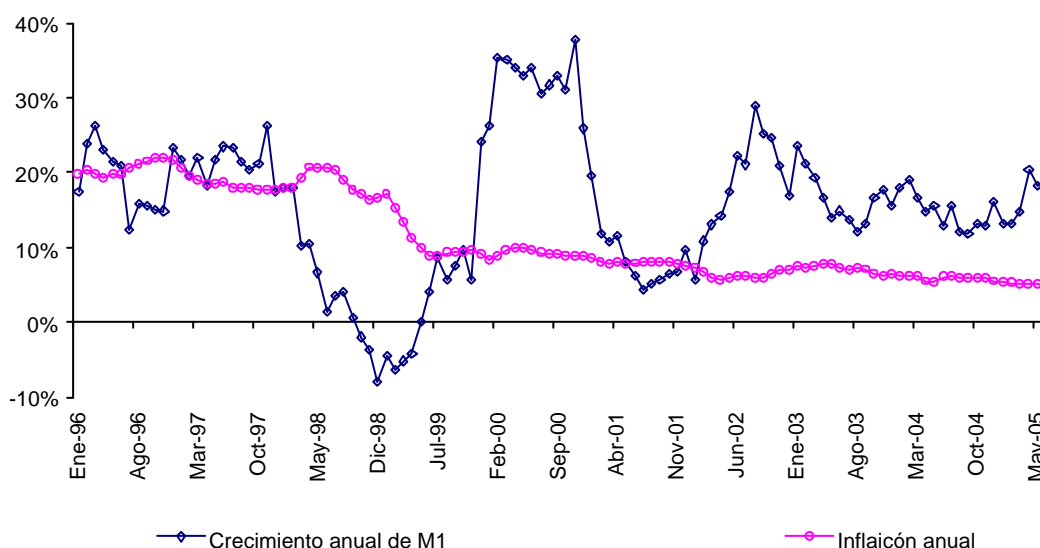
I. Introducción

Dos rasgos característicos de la situación económica de los países desarrollados y de muchos países en desarrollo de Asia y América Latina a lo largo de los últimos veinte años han sido, entre otros, los siguientes: tasas de inflación bajas y, en muchos casos, decrecientes, y tasas de crecimiento de la cantidad de dinero altas, superiores, estas, a las de aumento de su ingreso nominal (De Gregorio 2004).

En Colombia dichos rasgos se han observado desde finales de los años 90 (Gráfico1); en varias otras economías de nuestro hemisferio desde mediados o finales de dicho decenio y, en Estados Unidos, desde mediados de los años ochenta. (Gráfico 2).

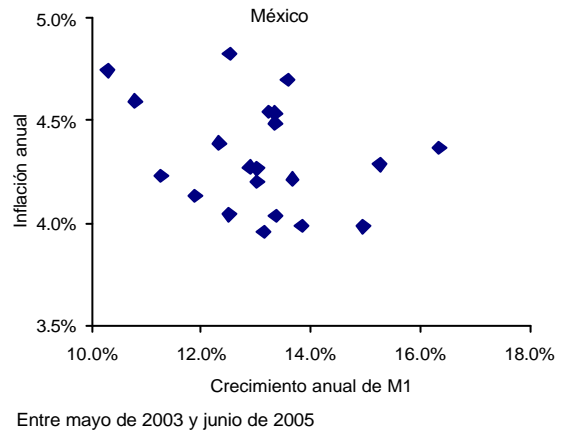
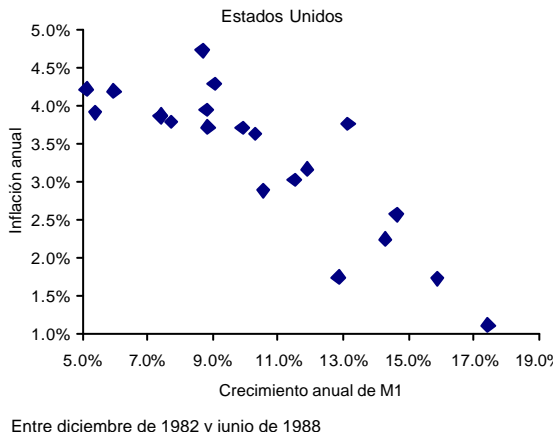
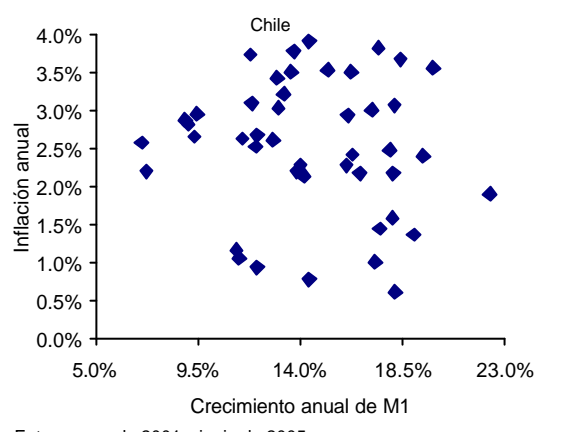
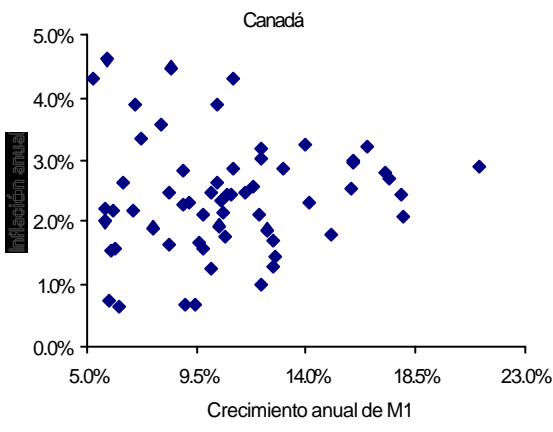
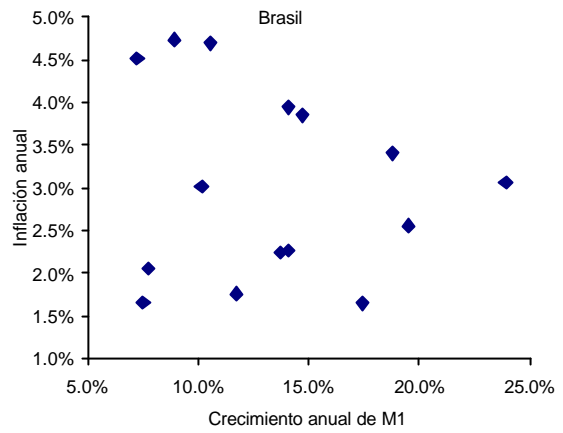
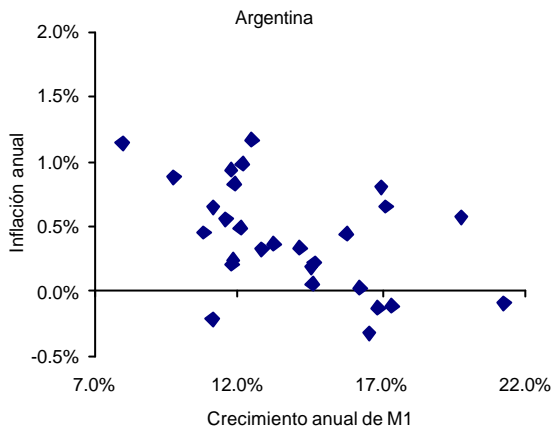
¿Es, lo anterior, paradójico, y, quizás, insostenible en el largo plazo, si se juzga desde el punto de vista de la teoría económica? No necesariamente. A nuestro modo de ver, es posible contemplar (y poner a prueba) dos hipótesis basadas en la teoría económica convencional, a saber: 1) las altas tasas de aumento de las cantidades nominales y reales de dinero se explican (en un conjunto representativo de economías a lo largo de los últimos dos o tres decenios) principalmente por aumentos de la demanda de saldos reales de dinero y, 2) estos aumentos han sido inducidos por caídas de las tasas (observadas y esperadas) de inflación.

Gráfico 1. Crecimiento anual del dinero (M1) e inflación en Colombia



Fuente: IFS-FMI. Cálculo y construcción nuestros.

Gráfico 2. Crecimiento monetario e inflación moderada (inferior al 5%) en algunos países del continente americano



El presente artículo tiene como objeto reportar nuestro intento de poner a prueba una implicación de esas dos hipótesis: que la demanda de saldos reales de dinero ha aumentado en un grupo representativo de países desarrollados y en desarrollo en los últimos decenios. Para tal fin se estimó una demanda real de dinero utilizando una técnica conocida como mínimos cuadrados ordinarios dinámicos en *panel* (*panel dynamic ordinary least squares*—PDOLS—) que permite calcular relaciones de cointegración dentro de una metodología introducida por Mark y Sul (2003).

Los resultados obtenidos indican que, en efecto, la demanda de saldos reales de dinero (moneda doméstica) en un país aumenta, *ceteris paribus*, cuando se reduce la tasa de inflación en éste en comparación con la de Estados Unidos.

El presente trabajo se encuentra dividido en cinco secciones, siendo la primera esta introducción. En la sección II se encuentra una revisión de la teoría de la demanda de dinero y de la literatura aplicada en este tópico. En la siguiente sección (III) se comenta el modelo a estimar y se describen las bases de datos utilizadas en el proceso econométrico. A continuación (sección IV) se presentan los resultados de la estimación y se hacen algunas interpretaciones. Por último (sección V) se ofrecen algunas conclusiones.

II. La teoría de la demanda de dinero y una revisión de la literatura aplicada

1. Un modelo de demanda por dinero en una economía cerrada

La teoría de la demanda de dinero aborda, en primer lugar, el proceso mediante el cual una persona decide mantener una cierta cantidad de poder de compra bajo forma líquida y las variables que influyen en su elección. Para captar mejor lo anterior conviene deducir el costo de oportunidad relevante de poseer un saldo real de dinero, teniendo en cuenta que pudo haberlo invertido en otros activos que pagan alguna renta (suponiendo, por simplificación, que la tenencia de dinero no es remunerada). Consideremos, entonces, el caso de una persona que ha decidido tener, por un período, su riqueza, de magnitud M , en forma de un activo que paga interés.

Supongamos entonces que el activo que decide poseer la persona tiene un valor presente P_t , por unidad de M , y ofrece un retorno *real* igual a $(1 + r_t)$. En el siguiente período, el rendimiento *nominal* de cada unidad del activo se resume en $(1 + r_t)P_{t+1}$, es decir, éste es su nuevo rendimiento valorado al nuevo precio de venta en $(t + 1)$. En tal caso, la tasa nominal de rendimiento de cada unidad del activo es:

$$i_t = \frac{(1+r_t)P_{t+1} - P_t}{P_t} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} + \frac{r_t P_{t+1}}{P_t} = (1+r_t)(1+p_{t+1}) - 1$$

Siendo $p_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}$.

Y el valor presente de los retornos del activo de valor total M sería: ¹

$$\frac{i_t}{1+i_t} M = \left(1 - \frac{1}{(1+r_t)(1+p_{t+1})} \right) M = \frac{i_t M}{(1+r_t)(1+p_{t+1})}$$

En términos reales, el valor presente de los retornos es $(iM/(1+i)) * (1/P) = (i/(1+i)) * (M/P)$.

Por tanto, si alguien guarda en forma no rentable un poder adquisitivo igual a M/P , su costo de oportunidad es $(i/(1+i)) * (M/P)$.

Esta aproximación al costo de oportunidad del dinero es intuitiva (y útil) pero insuficiente. A continuación se expondrá un modelo que logra deducir una ecuación para la demanda de dinero que nos permite avanzar en la tarea de elaborar el esquema analítico para el ejercicio empírico.

El modelo se encuentra en Walsh (1998, cap. 2). En este capítulo el autor sigue los desarrollos de Sidrausky, 1967, en cuanto a la incorporación directa de los servicios del dinero en la función de utilidad (el supuesto es que un saldo real de dinero es capaz de proveer utilidad). ². La función de utilidad del individuo (agente representativo) está dada por:

$$U_t = u(c_t, m_t)$$

Siendo:

c_t : consumo *per* cápita en el período t .

¹ La variación de este costo de oportunidad ante un cambio en la tasa de interés es positiva $\left(\frac{d(i/(1+i))}{di} = 1/(1+i)^2 > 0 \right)$, pero el costo aumenta de manera no lineal: es marginalmente decreciente su impacto $\left(\frac{d^2(i/(1+i))}{di^2} = -2/(1+i)^3 < 0 \right)$.

² Otro modelo, de generaciones traslapadas con dos períodos, sin producción y con economía cerrada, se encuentra en Champ y Freeman (2001, p.31). El modelo justifica la inclusión de la inflación esperada como una variable de costo de oportunidad en la demanda de saldos reales.

$m_t = \frac{M_t}{P_t N_t}$: índice del flujo de servicios prestados por las tenencias de dinero *per* cápita. (M_t es la cantidad nominal de dinero, P_t : nivel general de precios y N_t el número de personas).

La función de utilidad debe cumplir que: $u_c(c_t, m_t) > 0$, $u_m(c_t, m_t) > 0$, $u_{cc}(c_t, m_t) < 0$, $u_{mm}(c_t, m_t) < 0$, $|H_u| > 0$ (el determinante de la matriz hessiana de la función de utilidad debe ser positivo), es decir, la función de utilidad debe ser derivable, creciente en sus argumentos, y estrictamente cóncava. Además, se debe cumplir que $\lim_{m \rightarrow 0} u_m(c_t, m_t) = \infty$ y que para un umbral finito \bar{m} de dinero (y para todo nivel de consumo) se dé que $u_m(c_t, m_t) \leq 0$ cuando $m > \bar{m}$. Las últimas dos condiciones garantizan la existencia de un equilibrio monetario con demanda positiva de saldos reales, si bien la segunda de ellas es una condición suficiente pero no necesaria.³

La utilidad vitalicia está dada por:

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t u(c_t, m_t)$$

Siendo $0 < \mathbf{b} < 1$, el factor subjetivo de descuento,

$$\beta = \frac{1}{\mathbf{1} + \text{tasa subjetiva de descuento}}$$

La restricción de presupuesto del individuo está dada por:

$$\mathbf{w}_t \equiv f(k_{t-1}) + \mathbf{t}_t + \left(\frac{1-d}{1+n} \right) k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{(1+p_t)(1+n)} = c_t + k_t + m_t$$

Los ingresos están representados por el ingreso corriente ($f(k_{t-1}) = y$), que es función del capital *per* cápita físico pasado (k_{t-1}), las transferencias *per* cápita del gobierno (\mathbf{t}_t), los activos físicos *per* cápita del período pasado, descontados la depreciación (\mathbf{d}) y el crecimiento de la población (n); y el costo de oportunidad de los saldos monetarios reales *per* cápita del período anterior (m_{t-1}), descontados la inflación (\mathbf{p}_t) y el crecimiento de la población. El individuo debe dividir su ingreso total entre consumo, capital físico y tenencias de dinero (lado derecho).

³ Un resultado en estas condiciones es que el dinero provee utilidad incluso cuando no es usado para comprar bienes de consumo, pues como la utilidad marginal con respecto a m es positiva, para una senda constante de consumo real en todo t , la utilidad del individuo es incremental ante un aumento en las tenencias de dinero (en un valor de este inferior al umbral).

Para resolver el problema de maximización de la utilidad vitalicia sujeta a la restricción de presupuesto se construye la siguiente función valor, cuya variable de estado son los recursos iniciales de las familias, \mathbf{w}_t :

$$V(\mathbf{w}_t) = \max\{u(c_t, m_t) + \mathbf{b}V(\mathbf{w}_{t+1})\},$$

Como $\mathbf{w}_{t+1} = f(k_t) + \mathbf{t}_{t+1} + \left(\frac{1-d}{1+n}\right)k_t + \frac{m_t}{(1+p_{t+1})(1+n)}$ y $k_t = \mathbf{w}_t - c_t - m_t$, se tiene que:

$$V(\mathbf{w}_t) = \max\left\{u(c_t, m_t) + \mathbf{b}V\left[f(\mathbf{w}_t - c_t - m_t) + \mathbf{t}_{t+1} + \left(\frac{1-d}{1+n}\right)(\mathbf{w}_t - c_t - m_t) + \frac{m_t}{(1+p_{t+1})(1+n)}\right]\right\}$$

Las condiciones de primer orden son:

$$u_c(c_t, m_t) = \mathbf{b}\left[f_k(k_t) + \frac{1-d}{1+n}\right]V_w(\mathbf{w}_{t+1}) \quad (a)$$

$$u_m(c_t, m_t) - \mathbf{b}\left[f_k(k_t) + \frac{1-d}{1+n}\right]V_w(\mathbf{w}_{t+1}) + \frac{\mathbf{b}V_w(\mathbf{w}_{t+1})}{(1+p_{t+1})(1+n)} = 0 \quad (b)$$

Las condiciones de transversalidad son:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{b}^t u_c(c_t, m_t) k_t = 0 \quad \text{y} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \mathbf{b}^t u_c(c_t, m_t) m_t = 0 \quad (c)$$

Además, por el teorema de la envolvente (T.E), para los valores óptimos se cumple que

$$V_w(\mathbf{w}_t) = u_c(c_t, m_t) \quad (d)$$

Entonces, reemplazando la igualdad de (a) en (b) y utilizando T.E., tenemos la condición de maximización.

$$u_m(c_t, m_t) + \frac{\mathbf{b}u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{(1+p_{t+1})(1+n)} = u_c(c_t, m_t) \quad (e)$$

Es decir, el beneficio marginal de tener (algo más de) dinero debe ser igual a la utilidad marginal del consumo. El beneficio marginal de tener una unidad más de dinero se divide entre la utilidad directa marginal que reporta y el beneficio descontado del consumo adicional que se puede realizar con ese dinero en el período siguiente.

Ahora bien, para hacer el análisis de estado estacionario (e) se supone que la población no crece ($n = 0$, $N_{t+1} = N_t$) y se cumple que $V_w(\mathbf{w}_{t+1}) = V_w(\mathbf{w}_t) = V_w(\mathbf{w}^e)$. Además, como (por T.E.) $V_w(\mathbf{w}_t) = u_c(c_t, m_t)$, la primera condición (a) se puede escribir como:

$$\left[f_k(k^e) + 1 - d\right] = \frac{1}{\mathbf{b}} \quad (\text{Ecuación que permite definir el capital de estado estacionario})$$

y podemos decir que:

$$1 + r^e = \frac{1}{b} \quad (f)$$

Siendo $r_t = f_k(k_t) - d$ la tasa neta de retorno del capital.

Además, el crecimiento de los saldos reales *per cápita* se puede escribir así:

$$\frac{\Delta m_t}{m_{t-1}} = \frac{\frac{M_t}{P_t N_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1} N_{t-1}}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1} N_{t-1}}} = \frac{\frac{M_t}{(1+p_t)P_{t-1}N_{t-1}} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}N_{t-1}}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}N_{t-1}}} = \frac{M_t - M_{t-1} - p_t M_{t-1}}{(1+p_t)M_{t-1}}.$$

En resumen, se tiene la siguiente relación:

$$\frac{\Delta m_t}{m_{t-1}} = \frac{q_t - p_t}{(1+p_t)}, \quad (g)$$

Siendo $q_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}}$

Y como en estado estacionario (indicado con el superíndice e) $\frac{\Delta m^e}{m^e} = 0$, se tiene que

$$\frac{\Delta m^e}{m^e} = \frac{q^e - p^e}{(1+p^e)} = 0, \text{ de donde } q^e = p^e. \text{ En estado estacionario la tasa de inflación es}$$

igual a la tasa nominal de crecimiento del dinero.

Conociendo estas igualdades de estado estacionario, podemos rescribir la restricción de presupuesto así:

$$w^e \equiv f(k^e) + t^e = c^e + d \cdot k^e + \frac{p^e}{1+p^e} m^e. \quad (h)$$

Igualmente, en estado estacionario, $t^e = \frac{q^e}{1+p^e} m^e = \frac{p^e}{1+p^e} m^e$ (señoraje), entonces:

$$c^e = f(k^e) - d \cdot k^e \quad (\text{consumo de estado estacionario})$$

Las ecuaciones para el capital, el retorno real neto del capital y el consumo, todos de estado estacionario, demuestran que el dinero en este modelo es *superneutral*, pues las variables reales (incluido el producto o ingreso corriente) no dependen de la tasa de inflación.

Por la condición (e) de maximización del problema de las familias y dividiendo por $u_c(c_t, m_t)$, se tiene que:

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = 1 - \frac{b u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{(1 + p_{t+1}) u_c(c_t, m_t)}$$

Además, de la condición de primer orden (a) y por T.E. se obtiene :

$$\frac{u_c(c_t, m_t)}{V_w(\mathbf{w}_{t+1})} = \frac{u_c(c_t, m_t)}{u_c(c_{t+1}, m_{t+1})} = \mathbf{b}[f_k(k_t) + 1 - \mathbf{d}] = \mathbf{b}(1 + r_t).$$

Es decir,

$$\frac{b u_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{1}{(1 + r_t)} \quad (\text{j})$$

Entonces,

$$\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = 1 - \frac{1}{(1 + p_{t+1})(1 + r_t)} = \frac{i_t}{1 + i_t} = I_t \quad (\text{k})$$

Siendo I_t el precio relativo de los balances reales de dinero en términos de bienes de consumo. El costo de oportunidad de tener dinero está positivamente asociado a la tasa nominal de interés.

Si se tiene una función de utilidad separable en sus argumentos, de la forma

$u(c, m) = \log(c) + \mathbf{g} \log(m)$, la ecuación (k), $\frac{u_m(c_t, m_t)}{u_c(c_t, m_t)} = \frac{i_t}{1 + i_t}$, tendría la siguiente

forma $\frac{\mathbf{g} \cdot c_t}{m_t} = \frac{i_t}{1 + i_t}$, es decir, $m_t = \frac{\mathbf{g} \cdot c_t (1 + i_t)}{i_t}$, o en forma logarítmica,

$$\log(m_t) = \log(\mathbf{g}) + \log(c_t) - \log\left(\frac{i_t}{1 + i_t}\right) \quad (1)^4$$

Para evitar confusión de signos podemos decir que

$$\log(m_t) \approx \log(\mathbf{g}) + \log(c_t) - \log\left(1 + \frac{i_t}{1 + i_t}\right) \quad (1.a)$$

Esto es, la demanda real de dinero *per cápita* dependerá positivamente del consumo *per cápita* e inversamente del costo de oportunidad del dinero

2. Economía abierta, cambio técnico, variabilidad de la inflación y el modelo propuesto para el caso de M1

⁴ . Las condiciones suficientes para que haya una demanda óptima de dinero positiva se cumplen para el caso de la función de utilidad propuesta, veamos: (1) $u_m(c_t, m_t) = \frac{\mathbf{g}}{m_t} > 0, \forall m$; y

(2) $\lim_{m \rightarrow 0} u_m(c_t, m_t) = \lim_{m \rightarrow 0} \frac{\mathbf{g}}{m_t} = \infty$

En el planteamiento de una demanda de dinero en economía abierta puede encontrarse un problema: $\frac{i}{1+i}$ puede no recoger todo el costo de oportunidad de tener dinero, pues habría que tener en cuenta la posibilidad que alguien tiene de adquirir activos rentables en el exterior o de cambiar la forma doméstica de su dinero por una moneda extranjera. Estas opciones en la decisión de portafolio de los agentes se deben involucrar en un modelo de demanda de dinero.

Bajo paridad descubierta de tasas de interés, la tasa de interés doméstica es (aproximadamente) la suma de la tasa de interés externa más la devaluación (nominal) esperada, esto es $(1+i) = (1+i^*)(1+d^e)$, así que $i \approx i^* + d^e$ sería cierto para economías de baja (es decir, no demasiado alta) inflación y baja tasa de devaluación. Además, se puede hacer un supuesto usual, a saber: que la devaluación esperada está determinada por las inflaciones doméstica y externa esperadas de la siguiente forma: $(1+d^e) = (1+p)/(1+p^*)$ o, mediante una simplificación (y asumiendo de nuevo baja inflación) $d^e \approx p - p^*$.

Por lo tanto:

$$i \approx i^* + (p - p^*) \equiv i^* + p^e.$$

Es decir, la tasa de interés doméstica estaría explicada por la suma de la tasa de interés externa más el exceso doméstico de inflación (p^e). Por esta razón, estas dos variables se involucrarán en la ecuación de la demanda de dinero.

En efecto, bajo los supuestos inmediatamente anteriores la ecuación (1.a) equivale a:

$$\log(m_t) \approx \log(g) + \log(c_t) - \log\left(1 + \frac{i_t^* + p^e}{1 + i_t^* + p^e}\right) \quad (1.b)$$

Por tanto, i^* recogerá la inflación esperada externa (además de la tasa de interés real) y p^e recogerá la parte de la inflación específica a un país distinto al país patrón de comparación.

Puesto que la expectativa de inflación es, por hipótesis, un determinante de la demanda de dinero también lo podrá ser su nivel de variabilidad debido a la inexactitud que impone en la formación de expectativas. Además, un modelo de demanda de dinero puede involucrar cambios temporales debido a progresos técnicos o de innovación financiera; la variable t (tiempo) servirá como *proxy* de este fenómeno.

Por todo lo anterior, nuestra hipótesis de demanda de saldos reales en un contexto internacional es la siguiente ampliación de la ecuación (1.b):

$$\log\left(\frac{M1}{P}\right) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \log C - \mathbf{b}_2 \log\left(1 + \frac{p^e}{1+p^e}\right) - \mathbf{b}_3 \log\left(1 + \frac{i^*}{1+i^*}\right) - \mathbf{b}_4 \log(1 + \mathbf{s}_p) - \mathbf{b}_5 t + \mathbf{m} \quad (2)$$

$$\mathbf{b}_i \geq 0,$$

$M1/P$: saldos reales de M1.

C : consumo privado real

p^e : exceso de inflación doméstica

i^* : tasa de interés externa

\mathbf{s}_p : indicador de variabilidad de inflación doméstica

$\mathbf{b}_1 = 1$ según la ecuación (1.b)

$\mathbf{b}_2 = \mathbf{b}_3$: si se cumple la hipótesis de paridad descubierta.

3. La pertinencia del modelo previo: revisión de la literatura aplicada

Entre las relaciones de largo plazo más estudiadas en Economía se encuentra la función de demanda de dinero. El análisis se ha centrado en dos aspectos: en primer lugar, la especificación correcta de la forma funcional y la escogencia de las variables apropiadas y, en segundo término, la estabilidad de los parámetros estimados.

La variable de escala que se escogió en este trabajo para explicar la demanda de saldos reales de dinero es el consumo. Mankiw y Summers (1986) encontraron que en tres de cuatro especificaciones para la demanda de dinero, la utilización del consumo sirvió para reportar una medida más estable para la velocidad del dinero. Fujiki (1998), en un artículo que reportó la estimación de la demanda de dinero en Japón, defendió la idea según la cual el consumo es una medida del ingreso permanente y, por lo tanto, debe ser la variable de escala en el modelo de demanda de dinero.

Dutkowsky y Atesoglu (2001) ofrecieron una ecuación de demanda de dinero microfundamentada la cual incluye el consumo (en vez del ingreso) como la variable de escala de mejor comportamiento (además, porque es esta la variable pertinente en el proceso de maximización del agente y sobre la cual tiene algún control). En este mismo sentido, Elyasiani y Nasseh (1994), mediante una aplicación de *pruebas* no anidadas

entre un conjunto de variables de escala (ingreso real, ingreso disponible real, gasto en consumo de no durables, gasto privado en consumo y gasto privado total), concluyeron que las medidas de consumo son las variables apropiadas a incluir en la forma funcional de la demanda de M1 en contra de las medidas de gasto total e ingreso.

Para el caso colombiano, Misas *et al.* (1994) estimaron cuatro modelos diferentes para M1. En dos de ellos involucraron el consumo como variable de escala y en los restantes utilizaron el PIB. Sin embargo, los resultados fueron similares en cada caso.

Ahora bien, las variables de costo de oportunidad elegidas en el modelo del apartado anterior ya son comunes en la literatura, aunque en ocasiones difieren en su forma de medición. La idea de incluir las variables de costo de oportunidad en forma no lineal (tal como se plantea mediante la ecuación 2) la respaldó De Gregorio (2003). Su argumento consiste en que la tasa de interés (y por extensión, la tasa de inflación) incluida en forma logarítmica en la demanda de dinero representa la *semielasticidad* de la demanda por dinero (el cambio en la demanda ante cambios de 100 puntos básicos en la tasa). Al contrario, cuando la tasa se incluye en forma no lineal, el parámetro b_i corresponde a la *elasticidad* interés de la demanda por dinero (el cambio porcentual en la demanda ante cambios de uno por ciento en la tasa), siendo esta última expresión la que mejor se ajusta al análisis de sensibilidad, pues la *semielasticidad* no diferencia entre un cambio de 100 puntos básicos en valores altos o pequeños de las tasas.⁵

Arango y González (2000) encontraron que, en el largo plazo, la demanda de efectivo es lineal y estable, en el caso colombiano, pero su modelación de corrección de errores resultó estadísticamente mejorado al utilizar un mecanismo no lineal: un modelo de transición suave. Arango *et al.* (2003) utilizaron un marco de “*redes neuronales*” para capturar de otra forma estas relaciones no lineales en la demanda por efectivo y posibles cambios de régimen, observaciones atípicas y estacionalidad.

La inclusión de la variable inflación ha estado limitada, tradicionalmente, para los casos de países de alta inflación. Kalra (1998), estudiando el caso de Albania, propuso un modelo de dos ecuaciones simultáneas que, por un lado, explica los precios y, por el otro, la demanda de saldos nominales, que depende también de los precios, y justificó esta inclusión por la persistencia de altas inflaciones. Juselius (2004) también propuso

⁵ También Dutkowsky y Atesoglu (2001) estimaron una demanda de dinero en la cual la diferencia entre la rentabilidad de otros activos y la rentabilidad del dinero se encuentra dividida por uno más la rentabilidad de otros activos, es decir, utilizaron una medida no lineal del costo de oportunidad del dinero.

una ecuación de demanda de saldos reales que depende de la inflación esperada y de una variable de escala (tomando como referente el modelo de Cagan de hiperinflaciones).

Para el caso de países pequeños y de economía abierta también ha existido un cierto consenso sobre la inclusión de variables externas en el costo de oportunidad del dinero, pues la rentabilidad en activos externos serviría como criterio de sustitución eventual para las tenencias de dinero local. No obstante, unos autores optan por incluir variables concernientes al tipo de cambio y otros eligen tasas de interés externas. Carrera (2004) utilizó un modelo para el caso en el cual no puede suponerse paridad descubierta de tasas de interés; en su ecuación, la demanda de dinero dependería de las tasas de interés interna y externa y de las expectativas de devaluación.⁶ Leventakis (1993) y Hhalid (1999) introdujeron en la ecuación de demanda de dinero la tasa de interés externa y la devaluación esperada, ambas como promedios ponderados referidos a los países del antiguo G-7.

La volatilidad de la inflación ha sido involucrada en un modelo de Arize, Malindretos y Grivoyannis (2005) por medio de dos aproximaciones diferentes a su medida: una desviación estándar cambiante y una estimación por medio de un modelo GARCH. Según los resultados, sólo con la inclusión de una *proxy* para la volatilidad de la inflación se logra la estacionariedad de la demanda de dinero en la mayoría de las muestras escogidas para el caso de países menos desarrollados.

La omisión de variables asociadas a bs cambios técnicos y la innovación financiera puede dar lugar a un sesgo que muchos economistas han intentado superar en sus trabajos. Arrau *et al.* (1995) introdujeron el impacto de la innovación financiera por medio de dos aproximaciones diferentes: una tendencia temporal y un proceso estocástico (que tiene en cuenta choques permanentes independientes de los choques temporales que afectan, por otros motivos, la demanda de dinero)⁷, buscando la estacionariedad de los residuales del modelo. Igualmente, según los resultados de

⁶ Harb (2003), Bahmani-Oskooee (1996), Akiba (1996), Andronesco, Mohammadi y Payne (2004), Bahmani-Oskooee, Galindo y Niroomand (1998) y Arize y Shwiff (1993) propusieron incluir la variable tasa de cambio en niveles con el criterio de que existe sustitución no sólo entre la moneda local y activos externos sino también entre las mismas monedas (local y externa).

⁷ Las ecuaciones para la demanda de dinero que estos autores proponen son las siguientes:

Cuando se introduce una tendencia temporal: $\log m_t = n_1 + n_2 t + \mathbf{b}_1 I_t + \mathbf{b}_2 \log Q_t + v_t$

Cuando se introduce un proceso estocástico: $\log m_t = n_t + \mathbf{b}_1 I_t + \mathbf{b}_2 \log Q_t + v_t$, siendo $n_t = n_{t-1} + \mathbf{e}_t$, $\mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{s}_e^2)$ y $\text{cov}(\mathbf{e}_t, v_t) = 0$

Dutkowsky y Atesoglu (2001), la tendencia temporal ayuda a atrapar el movimiento sistemático al alza del consumo con respecto a los saldos reales de dinero e implica una relación inversa entre la tendencia y la demanda de saldos reales. Mark y Sul (2003) tuvieron en cuenta dos tendencias temporales (una común a todos los países y otra a manera de un nivel diferencial) en una estimación de *panel*, buscando capturar los cambios en la tecnología financiera que afectan la demanda de dinero y sus diferentes ritmos entre países.

En Colombia existen dos estudios específicos que involucraron una variable de innovación financiera en la demanda de dinero. El primero de ellos fue el de Gómez (1998). Según este estudio, la teoría de la demanda de dinero predice una relación positiva entre las tasas de interés (como medida del costo de oportunidad del dinero) y la velocidad de circulación del dinero. No obstante, en el período estudiado por este autor la relación estimada entre estas dos variables resultó negativa. Así, la no inclusión de una variable de innovación financiera traería, entonces, un problema de especificación errónea de la demanda de dinero y causaría inestabilidad y signos contrarios a los esperados en sus parámetros. Una tendencia temporal sería capaz, a su juicio, de recoger pequeñas y continuas mejoras tecnológicas en las transacciones.

Existen críticas a la utilización de una tendencia temporal como componente para recoger cambios en la tecnología de transacciones. Se dice que la estacionalidad propia de las series de demanda de dinero excluye una tendencia uniforme a través del tiempo; igualmente, esta estacionalidad sería una causa de no linealidad en la demanda por dinero. Además, la tendencia temporal es siempre creciente y no atraparía correctamente los retrocesos de la innovación.

Gómez (1999) utilizó la razón depósitos sujetos a encaje/efectivo como *proxy* de la innovación financiera para estimar una demanda por base monetaria. Según el autor, las ecuaciones de demanda de dinero que omiten la innovación financiera tienden a sobrepredecir la demanda por dinero en el tiempo. Encuentra tres vectores de cointegración y uno de ellos presenta los signos esperados por la teoría, el cual debería ser interpretado como una ecuación de demanda de dinero.

Las conclusiones de estos estudios revelan que sólo cuando se involucra una variable que recoge la innovación financiera (la tendencia temporal o la razón depósitos/efectivo, según el caso) la estimación de la demanda de dinero arroja los signos correctos, es

homogénea en los precios y, siendo la variable endógena el dinero, podría interpretarse como una aplicación de la teoría de la demanda de saldos reales. Los dos estudios anteriores también encontraron que la función de velocidad del dinero es bien comportada cuando se involucra una variable de innovación.

III. El modelo a estimar y la base de datos

El modelo a estimar por medio de una metodología de cointegración en *panel* viene a ser el siguiente:

$$\log\left(\frac{M1_{it}}{P_{it}}\right) = \mathbf{b}_{0i} + \mathbf{b}_1 \log C_{it} - \mathbf{b}_2 \log\left(1 + \frac{P_{it}^e}{1 + P_{it}^e}\right) - \mathbf{b}_3 \log\left(1 + \frac{i_{it}^*}{1 + i_{it}^*}\right) - \mathbf{b}_4 \log(1 + \mathbf{s}_{it}^p) - \mathbf{b}_{5i}t + \mathbf{m}_t \quad (2.a)$$

En este modelo se establecen dos mecanismos de diferenciación entre los países (denotados estos con el subíndice i): el coeficiente de efectos fijos individual (la constante inicial) y una dinámica temporal de corto plazo que recoge las tendencias heterogéneas de cada miembro del *panel* (el coeficiente de la variable tiempo, t , es diferente según cada país), es decir, estos dos parámetros serán diferentes para cada individuo pero constantes en el tiempo. No obstante la supuesta existencia de estos mecanismos de diferenciación, como se explicará más adelante, el vector de cointegración de largo plazo será homogéneo, pues no incluye estas dinámicas de corto plazo.

Como economía patrón de comparación se escogió la de Estados Unidos, por el papel predominante que han tenido sus mercados monetario y de capitales y su moneda en todo el mundo. Así, el exceso de inflación doméstica se calcula restando la inflación de cada país de la inflación correspondiente, en ese mismo período, en Estados Unidos. De la misma manera la tasa de interés externa se refiere a una tasa de mercado de este país, la cual será igual para todos los países pero variará en el tiempo. En la siguiente sección se describe la metodología utilizada; por ahora se describirán los datos y fuentes utilizados.

Para el proceso de estimación del modelo anterior se escogió una base de datos de frecuencia anual entre 1975 y 2002 de 63 países. Los datos utilizados fueron extraídos de las bases del Fondo Monetario Internacional, de su publicación electrónica *International Financial Statistics—IFS—*, del Banco Mundial, *World Development Indicators—WDI—*, y de la base de datos del *Federal Reserve Bank of New York*.

Para los saldos monetarios nominales se utilizó la medida de dinero que proporciona el FMI y que es cercana a lo que mundialmente es aceptado como M1. Los datos nominales provienen de IFS, excepto para Sudáfrica, que proviene de WDI (pero que es coincidente con las series de IFS). Para obtener saldos reales de dinero se dividieron las series por el IPC de cada país. El IPC proviene únicamente de IFS y corresponde a la línea llamada *consumer prices* de su versión electrónica.

Como aproximación a la medición de consumo se utilizó la serie llamada gasto en consumo de las familias (*household consumption expenditure*) proveniente de IFS y de WDI; de ésta última se extrajeron los datos para Barbados, Camerún, Etiopía y Ghana, las series de consumo de los restantes países provienen de IFS. Para obtener una medida en términos reales se dividió esta serie por el IPC de cada país.

La inflación fue extraída de la línea *consumer prices—CPI %CHG* de la versión electrónica del IFS. Para la tasa de interés de Estados Unidos se utilizó la correspondiente a *Treasury Bills* a tres meses del mercado secundario cuya información suministra el *Federal Reserve Bank of New York*. Para el cálculo de la volatilidad de la inflación se calculó la desviación estándar de los cuatro datos trimestrales pertenecientes a la inflación de ese año en cada país, y este valor se consideró como *proxy* de la volatilidad inflacionaria de ese año.

IV. Método econométrico y resultados de la estimación

La forma de abordar los *paneles* no estacionarios y la elección de la ruta más eficiente para calcular las relaciones de cointegración en estos han tenido un debate amplio en los últimos años. Se han establecido, en consecuencia, dos métodos diferentes de estimación. El primero de ellos es denominado *fully modified ordinary least squares—FMOLS—* y fue introducido por Pedroni (2000 y 2001); y el segundo de ellos, el usado en este artículo, es el llamado *panel dynamic ordinary least squares—PDOLS—*, que fue propuesto por Mark y Sul (2003).⁸

La estimación PDOLS aplica un método paramétrico utilizado para encontrar relaciones de cointegración en un modelo *panel* no estacionario.⁹ Genera un único vector de

⁸ Su carácter dinámico se asocia a la inclusión de adelantos y rezagos de las variables.

⁹ Carrera (2003) atribuyó las siguientes propiedades a un *panel* no estacionario: correlación serial en las series de tiempo, heterogeneidad en los miembros del *panel* y raíz unitaria en alguna de las variables. Sin embargo, sostuvo que los individuos deben guardar ciertas semejanzas en los resultados reportados: los datos deben permitir que los parámetros estimados en cada país no tengan grandes diferencias en sentido probabilístico (es decir, a pesar que no se requiere un valor común en todos los países, si se requiere que

cointegración que es homogéneo a todos los países y el cual resulta de ponderar los resultados individuales con la matriz de varianzas y covarianzas. FMOLS, por su parte, implica calcular las relaciones individuales y, de allí, deducir la relación común por medio de un promedio simple.

Los estimadores PDOLS contienen mecanismos de diferenciación entre países para recoger las características no observables. Ellos pueden introducir dinámicas de corto plazo, efectos fijos y tendencias temporales específicas a cada país. Pero ninguno de tales mecanismos se incluye en el vector de cointegración. Esto es, la relación de largo plazo sólo se establece entre las variables comunes a todos los países. Este método supone que la teoría económica es aplicable en cada país de forma homogénea, pero establece que puede haber otras diferencias que se capturan por medio de mecanismos de diferenciación ajenos al modelo teórico y que desaparecen en el largo plazo, si bien la dinámica de corto plazo se estima conjuntamente con la relación de cointegración.

Según la longitud temporal de los datos y el número de individuos pertenecientes al *panel* se pueden considerar dos casos específicos. En primer lugar puede suceder que el tiempo sea considerablemente largo (tendiendo a infinito) y que el número de individuos sea fijo (y no muy grande); en este caso, los estimadores PDOLS siguen una distribución de movimientos brownianos y una prueba de Wald con s restricciones sigue en el límite una distribución $\chi^2(s)$. En segundo lugar, cuando se tienen infinitos datos temporales y una población suficientemente grande (que va tendiendo a infinito), PDOLS converge en el límite a una distribución normal y las pruebas de Wald siguen de nuevo, en el límite, una distribución $\chi^2(s)$.¹⁰

La diferencia básica que señala el trabajo de Mark y Sul (2003) entre estas dos perspectivas surge cuando se introduce una tendencia temporal. En este escenario, los parámetros del vector de cointegración y el coeficiente de la tendencia temporal resultan correlacionados en el primer caso, pero son asintóticamente incorrelacionados cuando se tiene que la longitud temporal y el número de individuos tienden, ambos, a infinito.

la probabilidad de que se encuentren muy alejados de ese vector homogéneo sea pequeña) y se deben tener ciertas propiedades comunes en las pruebas de hipótesis para permitir inferencia.

¹⁰ La distribución teórica asintótica empleada por Mark y Sul (2003) requiere que las observaciones sean independientes a través de los miembros del *panel*; sin embargo, admiten que los datos pueden tener algún grado de dependencia de corte transversal.

Por medio de un ejercicio de experimentos de Montecarlo, los autores anteriores probaron las propiedades de los estimadores PDOLS. Según los resultados, ellos son *superconsistentes* y su convergencia hacia la distribución asintótica es mucho más rápida que en el caso de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Igualmente, muestran que las estimaciones para cada miembro del *panel* también resultan ser *superconsistentes*, pero las dinámicas de corto plazo diferenciales en cada país hacen que los vectores de cointegración individuales se alejen erróneamente del verdadero vector de cointegración homogéneo. Por esta razón, afirman que no debe hacerse inferencia sobre los vectores de cointegración individuales, pues tendrían un sesgo dado por las heterogeneidades.

Cuando se involucran heterogeneidades para cada individuo, la combinación de datos transversales con series de tiempo permite calcular estimadores puntuales del vector de cointegración con mayor exactitud y asegurar un ajuste asintótico a su distribución. Igualmente, la conclusión básica para muestras finitas es que la metodología *panel* tiene sustanciales mejoras sobre las estimaciones individuales, pues éstas últimas son muy dependientes de la muestra escogida y de su tamaño, mientras que el ejercicio de *panel*, según mostraron Mark y Sul (2003) mediante ejercicios de Montecarlo, reduce esta sensibilidad.

Ahora bien, el modelo general que Mark y Sul (2003) utilizaron en estos casos es¹¹

$$y_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{I}_i t + \mathbf{g}' \mathbf{x}_{it} + u_{it}^+$$

$$\Delta \mathbf{x}_{it} = \mathbf{v}_{it}$$

Siendo $(1, -\mathbf{g}')$ un vector de cointegración entre y_{it} y \mathbf{x}_{it} , homogéneo para todos los individuos. El posible error en $y_{it} - \mathbf{g}' \mathbf{x}_{it}$ es compuesto por un efecto fijo, \mathbf{a}_i , y una tendencia lineal, $\mathbf{I}_i t$, específicos a cada país. A su vez, plantean que el error idiosincrásico, u_{it}^+ , es independiente en i , pero posiblemente dependiente en el tiempo.

Las posibles dinámicas de corto plazo son introducidas por medio de un proceso de error estacionario que reúne los dos errores anteriores $(u_{it}^+ \text{ y } \mathbf{v}_{it})$: $\{\mathbf{w}_{it}^+\} = \{(u_{it}^+, \mathbf{v}_{it}^+)\}'$.

Se supone que $\{\mathbf{w}_{it}^+\}$ es independiente a través de los miembros del *panel* y tiene una representación de medias móviles: $w_{it}^+ = \mathbf{y}_i^+(L)\mathbf{e}_{it}^+$, donde $\{\mathbf{e}_{it}^+\} \sim i.i.d$, $E[\mathbf{e}_{it}^+] = \mathbf{0}$,

¹¹ Lo que sigue está tomado de Mark y Sul (2003), pp. 660 y siguientes.

$E[\mathbf{e}_{it}^+ \mathbf{e}_{it}^{+0}] = \mathbf{I}$, $E\|\mathbf{e}_{it}^+\|^4 < \infty$, $\mathbf{y}_i^+(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{y}_{ij}^+ L^j$ es una matriz de rezagos de dimensión $(k+1) \times (k+1)$ polinomial en el operador de rezagos L , $\sum_{j=0}^{\infty} j |\mathbf{y}_{ij}^{+mn}| < \infty$, siendo \mathbf{y}_{ij}^{+mn} el elemento m,n-ésimo de la matriz \mathbf{y}_{ij}^+ . Los coeficientes en el polinomio $\mathbf{y}_i^+(L)$ son fijos para cada país, pero pueden variar entre ellos.

Los autores suponen que u_{it}^+ está correlacionado con p_i adelantos y rezagos de $\Delta x_{it} = \nu_{it}$. Para controlar esta endogeneidad se hace una proyección lineal de los errores con una metodología de variables instrumentales, así:

$$u_{it}^+ = \sum_{s=-p_i}^{p_i} \mathbf{d}'_{i,s} \nu_{it-s} + u_{it} = \sum_{s=-p_i}^{p_i} \mathbf{d}'_{i,s} \Delta x_{it-s} + u_{it} = \mathbf{d}'_i z_{it} + u_{it}$$

Donde u_{it} es *i.i.d* porque proviene de una proyección lineal y es ortogonal a los adelantos y rezagos de ν_{it} .

Así, la ecuación general sería:

$$y_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{I}_i t + \mathbf{g}'_i x_{it} + \mathbf{d}'_i z_{it} + u_{it}$$

Siendo $\mathbf{d}'_i z_{it}$ las variables instrumentales que recopilan las dinámicas diferenciales de corto plazo para los países y que se estiman conjuntamente con la relación de largo plazo. Como la ecuación involucra efectos fijos heterogéneos, no es posible estimarla de esta forma, así que es necesario controlarlos. Por lo tanto, un primer paso será obtener promedios temporales de cada una de las variables para tratar de reducir su sensibilidad al tiempo, debido a su carácter creciente y porque su varianza no es constante; así:¹²

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{I}_i \frac{T+1}{2} + \mathbf{g}'_i \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} + \mathbf{d}'_i \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$$

Luego restamos de la ecuación general esta última expresión, resultando:

$$\tilde{y}_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{I}_i \tilde{t} + \mathbf{g}'_i \tilde{x}_{it} + \mathbf{d}'_i \tilde{z}_{it} + \tilde{u}_{it}$$

Siendo $\tilde{w}_{it} = w_{it} - \bar{w}$, es decir, la desviación de la variable con respecto a su media temporal, lo cual se puede interpretar como el componente transitorio de las series. Esta metodología asegura que las estimaciones de los parámetros sean (más) robustas. Para

¹² Recuérdese que la suma de los T primeros números naturales es $\frac{T(T+1)}{2}$

el parámetro de efectos fijos, que no aparece en esta última ecuación, no importa tanto su valor puntual sino su distribución a través de cada país.

Para encontrar el estimador PDOLS se procede así. Sea $\mathbf{I}_N = (\mathbf{I}_1, \mathbf{I}_2, \dots, \mathbf{I}_N)'$ el vector de coeficientes de las tendencias específicas, $\mathbf{b} = (\mathbf{g}', \mathbf{I}_N', \mathbf{d}_1', \dots, \mathbf{d}_N')$ el vector global de coeficientes y la siguiente definición:

$$\begin{aligned} \tilde{q}_{1t} &= \begin{pmatrix} \tilde{x}_{1t} & \tilde{t} & 0 & \dots & 0 & \tilde{z}_{1t} & \tilde{0}' & \dots & \tilde{0}' \end{pmatrix}' \\ \tilde{q}_{2t} &= \begin{pmatrix} \tilde{x}_{2t} & 0 & \tilde{t} & \dots & 0 & \tilde{0}' & \tilde{z}_{2t} & \dots & \tilde{0}' \end{pmatrix}' \\ &\vdots \\ \tilde{q}_{Nt} &= \begin{pmatrix} \tilde{x}_{Nt} & 0 & 0 & \dots & \tilde{t} & \tilde{0}' & \tilde{0}' & \dots & \tilde{z}_{Nt} \end{pmatrix}' \end{aligned}$$

El estimador PDOLS que se deduce es:¹³

$$\mathbf{b}_{NT} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{q}_{it}' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{y}_{it} \right]$$

Los resultados de la estimación se resumen en las *Tablas 1* y *2*. La *Tabla 1* corresponde a la estimación con datos anuales entre 1975 y 2002 que contó con 63 países. Al parecer, durante este período se lograron economías de escala en el manejo del dinero, es decir, aumentos en el valor de las transacciones finales asociadas al gasto en consumo (digamos de 1%) que requirieron un menor incremento en la cantidad de dinero en la economía (de apenas 0,42%); esto a juzgar por la elasticidad del gasto en consumo equivalente a 0,417.¹⁴

A su vez, el exceso de inflación doméstica parece ser un determinante esencial en la demanda de dinero doméstico: una reducción de 1% en el diferencial de inflación (es decir, cuando la diferencia entre la inflación interna y la externa es 1% menor) aumenta la demanda por dinero en casi 5%.

¹³ Las propiedades de este estimador y las proposiciones correspondientes sobre los resultados asintóticos se encuentran explicadas en Mark y Sul (2003, pp. 666-667).

¹⁴ Una probable explicación para las economías de escala en el manejo del dinero es la existencia de mejoras tecnológicas en las transacciones (que posiblemente fueron sólo parcialmente atrapadas en la tendencia temporal). De otra parte, la estimación de una elasticidad-consumo inferior a 1 puede también deberse al hecho de que la *proxy* utilizada para medir el consumo de los hogares es tal vez demasiado burda (gasto en consumo) pues usualmente incluye la adquisición de bienes durables (diferentes a vivienda) como muebles de hogar y automóviles.

Además, cuando la tasa de interés foránea (de Estados Unidos) cae en 1%, la demanda de saldos domésticos aumentaría en 0,8%). En esta estimación la volatilidad de la inflación doméstica reportó un signo no esperado pero carente de significación.

Tabla 1: Vector de cointegración de la demanda por dinero, incluyendo medida de volatilidad, anual 1975-2002

Variable dependiente: Saldos reales de dinero	Estimador PDOLS	Desv. estándar paramétrica ^(a)	Estadístico <i>t</i> paramétrico
Consumo	0,417	0,247	1,688
Exceso de inflación	-4,981	1,7	-2,930
Tasa de interés externa	-0,787	0,482	-1,633
Volatilidad de la inflación	0,07	0,207	0,338

^(a) Error estándar basado en corrección paramétrica

La *Tabla 2* muestra los resultados obtenidos sin considerar la medida de variabilidad. Como se observa allí, las magnitudes de los coeficientes son similares, *grosso modo*, a las presentadas en la tabla anterior.

Tabla 2: Relación de cointegración en la demanda por dinero, anual 1975-2002

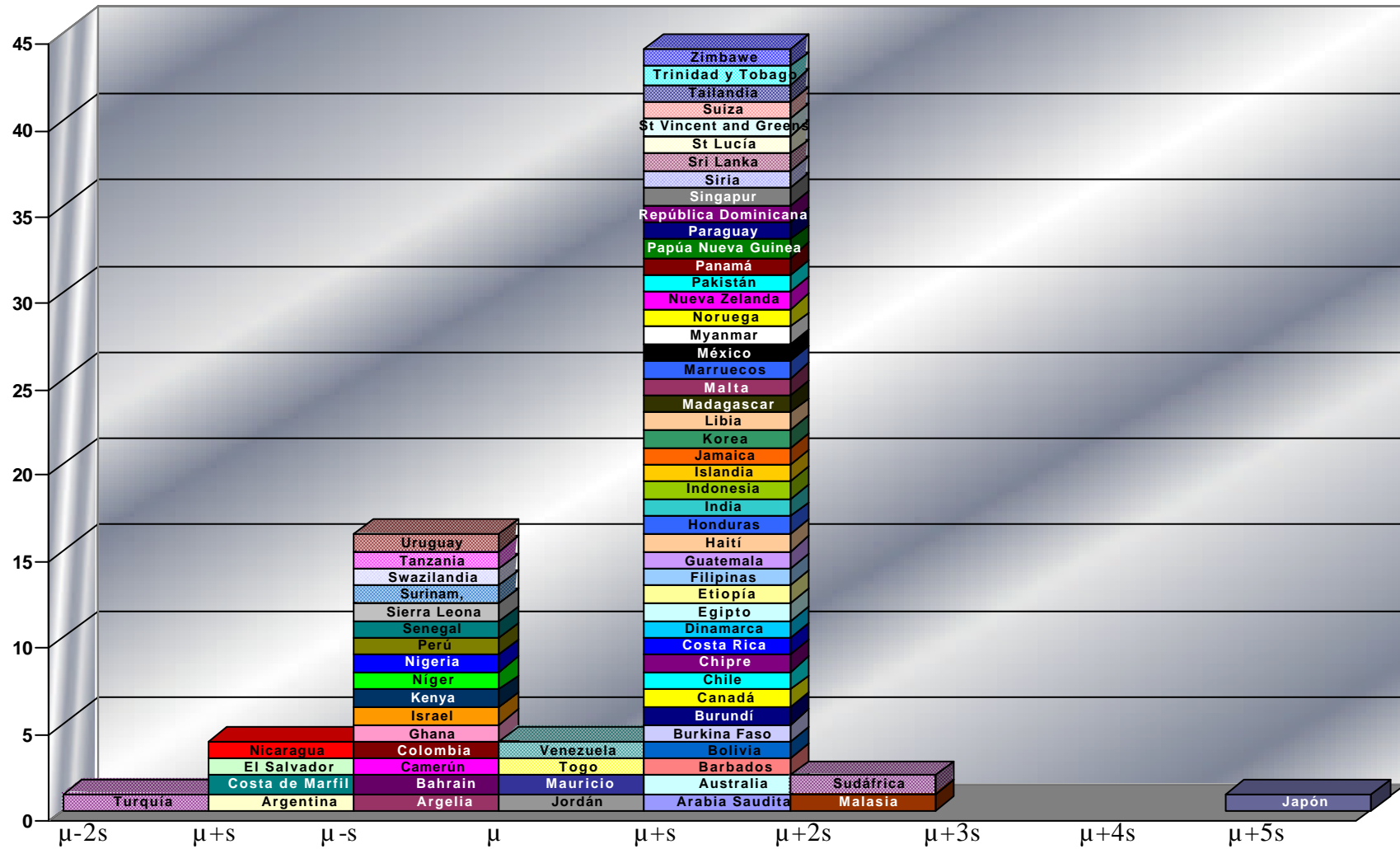
Variable dependiente: Saldos reales de dinero	Estimador PDOLS	Desv. estándar paramétrica ^(a)	Estadístico <i>t</i> paramétrico
Consumo	0.351	0.173	2.029
Exceso de inflación	-4.570	1.424	-3.209
Tasa de interés externa	-0.540	0.319	-1.693

^(a) Error estándar basado en corrección paramétrica

Con esta última especificación se obtuvieron estimadores tanto de los *efectos fijos* como de las *tendencias idiosincrásicas* los cuales se encuentran en los gráficos 3 y 4, respectivamente. El gráfico 3 nos muestra cómo las demandas de dinero en Japón y Turquía son especialmente elevadas comparadas con las del resto de países, en tanto que Indonesia es el país donde se demanda menos dinero, comparativamente hablando. Colombia se encuentra a una desviación estándar del promedio de demandas de los países. El gráfico 4 nos muestra la distribución de la innovación financiera entre países. Dado el resultado de los efectos fijos, sería de esperar que para los casos de economías

que presentan niveles comparativamente altos de demandas de dinero, una de las explicaciones pueda estar en su “rezago” en términos de innovación financiera. Esta hipótesis parece confirmarse para el caso de Turquía el cual resulta ser el más rezagado en términos comparativos. Japón, sin embargo, se mantiene como el país con más desarrollo tecnológico. Este resultado es consistente con la característica *especial* de la economía japonesa, a saber: durante un largo período de la muestra presentó deflación.

Gráfico 4. Histograma de Tendencias idiosincrásicas 1975-2002



V. Resumen y conclusiones

El hecho estilizado que motivó la realización de este estudio fue la persistencia de los altos índices de crecimiento de los agregados monetarios en Colombia y en otras economías americanas sin que ello hubiera conducido, aparentemente, a mayores tasas de inflación. Se contempló como hipótesis un incremento de la demanda por saldos reales de dinero. El modelo teórico propuesto en este artículo para la demanda real de dinero en el caso de una economía abierta incluyó una variable de escala (el gasto en consumo de los hogares), de efecto positivo, las variables de costo de oportunidad (diferencial de inflación, tasa de interés externa y volatilidad de la inflación), de efectos negativos, y una variable de innovación financiera (una tendencia temporal) cuyo efecto es específico a cada país de la muestra. Los resultados de la estimación econométrica con base en un *panel* (63 países entre 1975 y 2002), aplicando la metodología de cointegración con el método PDOLS, no condujeron a rechazar la verosimilitud del modelo teórico en cuanto a signos esperados y significancia de los coeficientes, excepto para la variable “volatilidad de la inflación” (coeficiente de signo inesperado pero carente de significación).

Al aplicar los resultados al caso colombiano cabe mencionar como determinantes del alto crecimiento de la demanda de saldos reales de dinero (suponiendo que éste fue el motor de las tasas observadas -y deseadas por los agentes económicos- de aumento de los agregados monetarios) el creciente consumo de los hogares, el hecho de que la brecha entre la inflación doméstica y la de Estados Unidos se ha reducido de manera sustancial y, adicionalmente, que la tasa de interés vigente en Estados Unidos ha exhibido una caída de largo plazo desde principios de los años 80 y se ha mantenido en niveles muy bajos, cercanos a 2% anual, durante los últimos años.

Referencias

- AKIBA, Hiroya (1996). “Exchange-rate sensitive demand for money and overshooting”. *International Economic Journal*, Vol. 10, No. 2, pp. 119-129.
- ANDRONESCU, Andreea; Hassan Mohammadi y James Payne (2004). “Long-run estimates of money demand in Romania”. *Applied Economics Letters*, No. 11, pp. 861-864.
- ARANGO, Luis E. y Andrés González (2000). “A nonlinear specification of demand for cash in Colombia”. *Money Affairs*, Vol. 13, No. 2, Julio-diciembre, pp. 207-226.

- ARANGO, Carlos; Nicolás Hernández; Enrique López y Martha Misas (2003). “La demanda de efectivo en Colombia: una caja negra a la luz de las redes neuronales”. *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 268, noviembre.
- ARIZE, Augustine; John Malindretos y Elias Grivoyannis (2005). Inflation-rate volatility and money demand: evidence from less developed countries. *International Review of Economics and Finance*, No. 14, pp. 57–80.
- ARIZE, Augustine y Steven Shwiff (1993). “Cointegration, real exchange rate and modeling the demand for broad money in Japan”. *Applied Economics*, No. 25, pp. 717-726.
- ARRAU, Patricio; José de Gregorio; Carmen Reinhart y Peter Wickham (1995). “The demand for money in developing countries: assessing the role of financial innovation”. *Journal of Development Economics*, Vol. 46, pp. 317-340.
- BAHMANI, Mohsen (1996). “The black market exchange rate and de demand for money in Iran”. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 1, pp. 171-176.
- BAHMANI, Mohsen; Miquel Galindo y Farhang Niroomand (1998). “Exchange rate sensitivity of the demand for money in Spain”. *Applied Economics*, No. 30, pp. 607-612.
- CARRERA, César (2004). “Long-Run Money Demand in Latin-American Countries: A Nonstationary Panel Data Approach”. *Center for Development Economics, Williams College*.
- CHAMP, Bruce y Scott Freeman (2001). *Modelling Monetary Economies*. (2da. ed.) Cambridge University Press.
- DE GREGORIO, José. 2004. “Rapid Growth of Monetary Aggregates and Inflation: The International Evidence”. *Documentos de trabajo*, No. 256, Banco Central de Chile.
- DE GREGORIO, José (2003). “Dinero e inflación: ¿en qué estamos?”. *Economía chilena*, Vol. 6, No. 1, pp. 5-19.
- DUTKOWSKY, Donald y Sonmez Atesoglu (2001). “The demand for money: a structural econometric investigation”. *Southern Economic Journal*, Vol. 68, No. 1, pp. 92-106.
- ELYASIANI, Elyas y Alireza Nasseh (1994). “The Appropriate scale variable in the U.S. money demand: an application of nonnested tests of consumption versus income measures”. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No. 1, pp. 47-55.
- FUJIKI, Hiroshi (1999). “Japanese money demand: evidence from regional monthly data”. *Japan and the World Economy*, Elsevier, Vol. 11, No. 3, pp. 375-393.
- GÓMEZ, José (1999). “Especificación de la demanda por dinero con innovación financiera”. *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 128, agosto.

- GÓMEZ, Javier (1998). “La demanda por dinero en Colombia”. *Borradores de Economía* (Banco de la República), No. 101, agosto.
- HARB, Nasri (2003). “Money demand function: a heterogeneous panel application”. Department of Economics, College of Business and Economics, United Arab Emirates University, Working Paper No. 03/04-01, octubre.
- JUSELIUS, Katrina (2004). “Inflation, money growth, and I(2) analysis”. Institute of Economics, University of Copenhagen, Discussion Papers, No. 04-31.
- KALRA, Sanjay (1998). “Inflation and money demand in Albania”. *IMF Working Paper*, WP/98/101, Julio.
- KHALID, Ahmed (1999). “Modelling money demand in open economies: the case of selected Asian countries”. *Applied Economics*, No. 31, pp. 1129-1135.
- LEVENTAKIS, John (1995). “Modeling money demand in open economies over the floating rate period”. *Applied Economics*, No. 25, pp. 1005-1012.
- MANKIW, Gregory y Lawrence Summers (1986). “Money demand and the effects of fiscal policies”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, No. 6, pp. 415-429.
- MARK, Nelson y Donggyu Sul (2003). “Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 5, pp. 655-680.
- MISAS, Martha, Hugo Oliveros y José Darío Uribe (1994). “Especificación y estabilidad de la demanda por dinero en Colombia”. *Ensayos sobre política económica*, No. 25, pp. 97-120.
- PEDRONI, Peter (1996). “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity”. *Indiana University Working Papers in Economics*, No. 96-020.
- PEDRONI, Peter (2000). “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels”. *Advances in Econometrics*, No. 15, pp. 93-130.
- PEDRONI, Peter (2001). “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels”. *Review of Economics and Statistics*, No. 83, pp. 727-731.
- WALSH, Carl (1998). *Monetary Theory and Policy*. MIT Press.

ANEXO

Países incluidos en la muestra

Arabia Saudita, Argentina, Australia, Barbados, Bolivia, Burkina Faso, Burundi, Camerún, Canadá, Chile, Chipre, Colombia, Costa de Marfil, Costa Rica, Dinamarca,

Egipto, El Salvador, Etiopía, Filipinas, Ghana, Guatemala, Haití, Honduras, India, Indonesia, Israel, Jamaica, Japón, Kenya, Korea, Madagascar, Malasia, Malta, Mauricio, Marruecos, México, Myanmar, Níger, Nigeria, Noruega, Nueva Zelanda, Pakistán, Panamá, Papúa Nueva Guinea, Paraguay, Perú, República Dominicana, Senegal, Sierra Leona, Singapur, Sri Lanka, St. Lucía, St Vincent and Greens., Sudáfrica, Suiza, Surinam, Swazilandia, Tailandia, Tanzania, Trinidad y Tobago, Turquía, Uruguay y Venezuela.